

Nierhaus, Wolfgang (Ed.); Wollmershäuser, Timo (Ed.)

Research Report

ifo Konjunkturumfragen und Konjunkturanalyse: Band II

ifo Forschungsberichte, No. 72

Provided in Cooperation with:

Ifo Institute – Leibniz Institute for Economic Research at the University of Munich

Suggested Citation: Nierhaus, Wolfgang (Ed.); Wollmershäuser, Timo (Ed.) (2016) : ifo Konjunkturumfragen und Konjunkturanalyse: Band II, ifo Forschungsberichte, No. 72, ISBN 978-3-95942-009-9, ifo Institut - Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München, München

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/167432>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.



72

ifo Forschungsberichte

ifo Konjunkturumfragen und Konjunkturanalyse

Band II

Wolfgang Nierhaus
Timo Wollmershäuser

ifo Institut

Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung
an der Universität München e.V.

ifo Zentrum für Konjunkturforschung und Befragungen

ifo Konjunkturumfragen und Konjunkturanalyse

Band II

Herausgeber:

Prof. Timo Wollmershäuser (ifo Institut)

Dr. Wolfgang Nierhaus (ifo Institut)

Redaktion:

Simone Ritter-Lustig

Februar 2016

ifo Institut

Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung

an der Universität München e.V.

ifo Zentrum für Konjunkturforschung und Befragungen

Bibliografische Information der Deutschen Nationalbibliothek

Die Deutsche Nationalbibliothek verzeichnet diese Publikation
in der Deutschen Nationalbibliografie; detaillierte bibliografische
Daten sind im Internet über
<http://dnb.d-nb.de>
abrufbar.

ISBN: 978-3-95942-009-9

Alle Rechte, insbesondere das der Übersetzung in fremde Sprachen, vorbehalten.
Ohne ausdrückliche Genehmigung des Verlags ist es auch nicht gestattet, dieses
Buch oder Teile daraus auf fotomechanischem Wege (Fotokopie, Mikrokopie)
oder auf andere Art zu vervielfältigen.
© ifo Institut, München 2016

Druck: ifo Institut, München

ifo Institut im Internet:
<http://www.cesifo-group.de>

Inhaltsverzeichnis

Vorwort	1
---------------	---

Kapitel 1

Prognosemethodik

Wolfgang Nierhaus und Jan-Egbert Sturm

Methoden der Konjunkturprognose ifo Schnelldienst, 56 (04), 7-23, (2003)	5
---	---

Kai Carstensen, Steffen Henzel, Johannes Mayr und Klaus Wohlrabe

IFOCAST: Methoden der ifo Kurzfristprognose ifo Schnelldienst, 62 (23), 15-28, (2009)	23
--	----

Oliver Hülsewig, Johannes Mayr und Dirk Ulbricht

Zur Evaluierung von VAR-Prognosen ifo Schnelldienst, 60 (07), 19-25, (2007)	37
--	----

ifo Konjunkturprognose 2008

Kasten: Reaktion des Bruttoinlandsprodukts im Euroraum auf einen Ölpreisschock ifo Schnelldienst, 60 (24), 15, (2007)	45
--	----

ifo Konjunkturprognose 2014/2015

Kasten: Auswirkungen des Rohölpreiserückgangs auf die deutsche Konjunktur ifo Schnelldienst, 67 (24), 57, (2014)	47
---	----

ifo Konjunkturprognose 2015-2017

Kasten: Zur Prognose der US-Konjunktur mit Bayesianischen VAR-Methoden ifo Schnelldienst, 68 (24), 31, (2015)	49
--	----

Klaus Wohlrabe

Makroökonomische Prognosen mit gemischten Frequenzen ifo Schnelldienst, 62 (21), 22-33, (2009)	50
---	----

Robert Lehmann und Klaus Wohlrabe

Boosting und die Prognose der deutschen Industrieproduktion: Was verrät uns der Blick in die Details? ifo Schnelldienst, 69 (3), 30-33, (2016)	62
--	----

Anna Billharz, Steffen Elstner und Marcus Jüppner

Methoden der ifo Kurzfristprognose am Beispiel der Ausrüstungsinvestitionen ifo Schnelldienst, 65 (21), 24-33, (2012)	66
--	----

Steffen Henzel und Claire Thürwächter

Verlässlichkeit der EU-Methode zur Schätzung des Produktionspotenzials in Deutschland ifo Schnelldienst, 68 (18), 18-24, (2015)	76
---	----

<i>Christian Grimme und Claire Thürwächter</i> Der Einfluss des Wechselkurses auf den deutschen Export – Simulation mit Fehlerkorrekturmodellen ifo Schnelldienst, 68 (20), 35-38, (2015)	83
<i>Steffen R. Henzel und Sebastian Rast</i> Prognoseeigenschaften von Indikatoren zur Vorhersage des Bruttoinlandsprodukts in Deutschland ifo Schnelldienst, 66 (17), 39-46, (2013)	87
<i>Wolfgang Nierhaus und Klaus Abberger</i> Zur Prognose von konjunkturellen Wendepunkten: Dreimal-Regel versus Markov-Switching ifo Schnelldienst, 67 (16), 21-25, (2014)	95
<i>Wolfgang Nierhaus</i> Preisbereinigtes Bruttoinlandsprodukt: Zur Veröffentlichungspraxis im Gemeinschaftsgutachten ifo Schnelldienst, 61 (09), 15-18, (2008)	101
<i>Wolfgang Nierhaus</i> Wirtschaftswachstum in den VGR: Vorjahrespreisbasis Revisited ifo Schnelldienst, 66 (03), 29-36, (2013)	105
<i>Wolfgang Nierhaus</i> Saisonbereinigung in der Konjunkturanalyse: Ein Fallbeispiel ifo Schnelldienst, 67 (21), 35-39, (2014).....	113
<i>Stefan Sauer und Klaus Wohlrabe</i> Die Saisonbereinigung im ifo Konjunkturtest – Umstellung auf das X-13ARIMA-SEATS-Verfahren ifo Schnelldienst, 68 (01), 32-42, (2015)	118
<i>Stefan R. Henzel</i> Prognosekraft des ifo Konjunkturtests – Einfluss der neuen Saisonbereinigung mit X-13ARIMA-SEATS ifo Schnelldienst, 68 (01), 59-63, (2015)	129

Kapitel 2

Makroökonomische Analysen

<i>Stefan Henzel und Stephan Sauer</i> Konsequenzen der Inflationsunterschiede im Euroraum ifo Schnelldienst, 59 (11), 12-27, (2006)	136
<i>Oliver Hülsewig und Timo Wollmershäuser</i> Makroökonomische Bedeutung von Vermögenspreisblasen. Eine Event-Studie für die G4-Länder ifo Schnelldienst, 59 (19), 13-33, (2008)	153

<i>Jan Grossarth-Maticek und Johannes Mayr</i> Medienberichte als Konjunkturindikator ifo Schnelldienst, 61 (07), 17-29, (2008)	175
<i>ifo Konjunkturprognose 2008/2009</i> Kasten: Die Effekte sinkender Immobilienvermögen auf den Konsum der Haushalte ifo Schnelldienst, 61 (12), 17, (2008)	189
<i>ifo Konjunkturprognose 2008/2009</i> Kasten: Trendarbeitslosigkeit in Westdeutschland ifo Schnelldienst, 61 (12), 49, (2008)	191
<i>Klaus Abberger und Wolfgang Nierhaus</i> Was ist eine Rezession? ifo Schnelldienst, 61 (14), 44-45, (2008)	192
<i>Klaus Abberger</i> Was ist ein Staatsbankrott? ifo Schnelldienst, 63 (7), 37-40, (2010)	195
<i>Steffen Elstner, Christian Grimme und Thomas Siemsen</i> Die größten aufstrebenden Märkte für deutsche Exporte liegen in Asien und Osteuropa ifo Schnelldienst, 63 (16), 22-25, (2010)	200
<i>ifo Konjunkturprognose 2011</i> Kasten: Kapitalzuflüsse in aufstrebende Volkswirtschaften ifo Schnelldienst, 63 (24), 35, (2010)	205
<i>ifo Konjunkturprognose 2011/2012</i> Kasten: Zur langfristigen Zahlungsfähigkeit Italiens ifo Schnelldienst, 64 (24), 30, (2011)	206
<i>ifo Konjunkturprognose 2012/2013</i> Kasten: Sensitivität des deutschen Exports gegenüber der Entwicklung in den GIPS-Ländern ifo Schnelldienst, 65 (13), 52-53, (2012)	208
<i>ifo Konjunkturprognose 2012/2013</i> Kasten: Zur Rückführung des Staatsdefizits in Deutschland ifo Schnelldienst, 65 (13), 63, (2012)	211
<i>ifo Konjunkturprognose 2012/2013</i> Kasten: Zur Sensitivität des deutschen Exports gegenüber der Weltkonjunktur ifo Schnelldienst, 65 (24), 47, (2012)	213
<i>ifo Konjunkturprognose 2013/2014</i> Kasten: Zu den konjunkturellen Auswirkungen der Hochwasserkatastrophe im Juni 2013 ifo Schnelldienst, 66 (13), 44, (2013)	214

<i>Steffen, R. Henzel und Kira Engelhardt</i> Arbeitsmarkteffekte des flächendeckenden Mindestlohns in Deutschland – eine Sensitivitätsanalyse ifo Schnelldienst, 67 (10), 23-29, (2014)	215
<i>ifo Konjunkturprognose 2014/2015</i> Kasten: Zur Generalrevision der VGR 2014 ifo Schnelldienst, 67 (24), 75, (2014)	222
<i>ifo Konjunkturprognose 2014/2015</i> Kasten: Zu den Relativpreisanpassungen im Euroraum ifo Schnelldienst, 67 (24), 52-53, (2014)	224
<i>Wolfgang Nierhaus</i> Terms of Trade und Trading Gain ifo Schnelldienst, 68 (09), 16-20, (2015)	226
<i>ifo Konjunkturprognose 2015/2016</i> Kasten: Zur Entwicklung des Erwerbspersonenpotenzials ifo Schnelldienst, 68 (12), 48, (2015)	232
<i>Isabel Hanisch, Klaus Wohlrabe und Timo Wollmershäuser</i> Wie schnell erholt sich eine Volkswirtschaft nach einer Währungs- und Staatsschuldenkrise? ifo Schnelldienst, 68 (09), 56-57, (2015)	234
<i>Klaus Abberger und Wolfgang Nierhaus</i> Vorratsinvestitionen im Spiegel der Statistik ifo Schnelldienst, 68 (15), 33-37, (2015)	237
<i>Isabel Hanisch, Elisabeth Wieland und Timo Wollmershäuser</i> Zur Entwicklung der deutschen Investitionstätigkeit im europäischen Vergleich – die Rolle von Preis- und Mengeneffekten ifo Schnelldienst, 68 (16), 39-50, (2015)	243
<i>ifo Konjunkturprognose 2015-2017</i> Kasten: Zu den konjunkturellen Auswirkungen von Terroranschlägen ifo Schnelldienst, 68 (24), 28, (2015)	256
<i>ifo Konjunkturprognose 2015-2017</i> Kasten: Arbeitsmarkteffekte der Zuwanderung ifo Schnelldienst, 68 (24), 51, (2015)	257
Kapitel 3	
Monetäre Analysen	
<i>Stéphane Sorbe und Timo Wollmershäuser</i> Mittelfristige Inflationsprognose: Das Dilemma der Zwei-Säulen-Strategie der EZB ifo Schnelldienst, 60 (11), 16-24, (2007)	260

<i>ifo Konjunkturprognose 2008</i>	
Kasten: Eine vorausschauende Taylor-Regel für die USA und den Euroraum	
ifo Schnelldienst, 60 (24), 22, (2007)	270
<i>ifo Konjunkturprognose 2010/2011</i>	
Kasten: Wie angemessen war die Zinspolitik der EZB	
für die einzelnen Mitgliedsländer des Euroraums?	
ifo Schnelldienst, 68 (12), 19, (2010)	273
<i>Timo Wollmershäuser</i>	
Die Geldpolitik der EZB in der Klemme – kann mehr „Forward Guidance“ helfen?	
ifo Schnelldienst, 66 (22), 35-45, (2013)	275
<i>ifo Konjunkturprognose 2009/2010</i>	
Kasten: Zur Kreditsituation in Deutschland	
ifo Schnelldienst, 62 (12), 27, (2009)	287
<i>Tim Oliver Berg und Kai Carstensen</i>	
Vorteile Deutschlands durch die Währungsunion?	
ifo Schnelldienst, 66 (10), 50-54, (2013)	290
<i>Tim Oliver Berg, Kai Carstensen und Hans-Werner Sinn</i>	
Was kosten Euro-Bonds?	
ifo Schnelldienst, 64 (17), 25-33, (2011)	295
<i>ifo Konjunkturprognose 2011/2012</i>	
Kasten: Finanzierungsbedingungen im Euroraum sehr unterschiedlich	
ifo Schnelldienst, 64 (24), 44, (2011)	304
<i>Hans-Werner Sinn und Timo Wollmershäuser</i>	
Target-Kredite, Leistungsbilanzsalden und Kapitalverkehr: Der	
Rettungsschirm der EZB	
ifo Schnelldienst Sonderausgabe, (06), 1-29, (2011)	305
<i>ifo Konjunkturprognose 2011/2012</i>	
Kasten: Zum Kapital- und Einlagenabzug in Spanien	
ifo Schnelldienst, 65 (13), 22-24, (2012)	334
<i>ifo Konjunkturprognose 2011/2012</i>	
Kasten: Zur Absenkung des Mindestreservesatzes durch die EZB	
ifo Schnelldienst, 64 (24), 42, (2011)	338
<i>ifo Konjunkturprognose 2013/2014</i>	
Kasten: Gibt es eine Liquiditätsschwemme?	
ifo Schnelldienst, 66 (13), 31, (2013)	339
<i>ifo Konjunkturprognose 2012/2013</i>	
Kasten: Makroökonomische Konsequenzen eines Austritts	
Griechenlands aus der Europäischen Währungsunion	
ifo Schnelldienst, 65 (13), 25, (2012)	341

<i>ifo Konjunkturprognose 2011</i>	
Kasten: Zur Gestaltung eines Krisenmechanismus für den Euroraum nach 2013	
ifo Schnelldienst, 63 (24), 23, (2010)	343
<i>ifo Konjunkturprognose 2013/2014</i>	
Kasten: Zur Effektivität des OMT-Programms der EZB	
ifo Schnelldienst, 66 (24), 23-24, (2013)	345
<i>Nikolay Hristov, Oliver Hülsewig, Thomas Siemsen und Timo Wollmershäuser</i>	
Schiffbruch ohne Tiger: Das OMT-Programm der Europäischen Zentralbank	
ifo Schnelldienst, 67 0(4), 15-16, (2014)	347
<i>ifo Konjunkturprognose 2014/2015</i>	
Kasten: Zu den jüngsten geldpolitischen Entscheidungen der EZB	
ifo Schnelldienst, 67 (13), 30, (2014)	350
<i>Michael Kleemann</i>	
US-Geldpolitik – Experiment mit ungewissem Ausgang	
ifo Schnelldienst, 63 (01), 36-43, (2010)	352

Kapitel 4

ifo Konjunkturtest

<i>Klaus Abberger und Wolfgang Nierhaus</i>	
ifo Geschäftsklima, Produktion und Ertragslage in der gewerblichen Wirtschaft	
ifo Schnelldienst 64 (03), 21-24, (2011)	363
<i>Klaus Abberger und Wolfgang Nierhaus</i>	
Die ifo Kapazitätsauslastung – ein gleichlaufender Indikator der deutschen Industriekonjunktur	
ifo Schnelldienst 61 (16), 3-11, (2008)	367
<i>Klaus Abberger und Wolfgang Nierhaus</i>	
Die ifo Konjunkturuhr: Ein Präzisionswerk zur Analyse der Wirtschaft	
ifo Schnelldienst 61 (23), 16-24, (2008)	376
<i>Klaus Abberger und Wolfgang Nierhaus</i>	
Die ifo Konjunkturuhr: Zirkulare Korrelation mit dem Bruttoinlandsprodukt	
ifo Schnelldienst 63 (5), 32-43, (2010)	386
<i>Klaus Abberger und Wolfgang Nierhaus</i>	
Months for Cyclical Dominance und ifo Geschäftsklima	
ifo Schnelldienst 62 (07), 11-19, (2009)	399
<i>Klaus Abberger und Wolfgang Nierhaus</i>	
Markov-Switching und ifo Geschäftsklima	
ifo Schnelldienst 61 (10), 25-30, (2008)	409

<i>Klaus Abberger und Wolfgang Nierhaus</i> Die aktuelle Wirtschaftsentwicklung im Lichte der ifo Konjunkturampel ifo Schnelldienst 64 (22), 36-38, (2011)	416
<i>Klaus Abberger und Wolfgang Nierhaus</i> ifo Konjunkturampel revisited ifo Schnelldienst 68 (05), 27-37, (2015)	419
<i>Steffen Elstner, Christian Grimme und Ulrich Haskamp</i> Das ifo Exportklima – ein Frühindikator für die deutsche Exportprognose ifo Schnelldienst 66 (04), 36-43, (2013)	426
<i>Christian Grimme und Klaus Wohlrabe</i> Die ifo Exporterwartungen – ein neuer Indikator zur Lage der Exportindustrie in Deutschland ifo Schnelldienst 67 (23), 64-65, (2014)	434
<i>Klaus Abberger</i> Das ifo Beschäftigungsbarometer: Ein Druckmesser für den deutschen Arbeitsmarkt ifo Schnelldienst 61 (09), 19-22, (2008)	437
<i>Christian Grimme, Christian Seiler und Klaus Wohlrabe</i> Der Konflikt in der Ukraine und die Ergebnisse der ifo Unternehmensbefragungen ifo Schnelldienst 67 (18), 46-48, (2014)	442
<i>ifo Konjunkturprognose 2014/2015</i> Kasten: Der russisch-ukrainische Konflikt belastet die Geschäftserwartungen in der Industrie ifo Schnelldienst, 67 (13), 43, (2014)	445
<i>Przemyslaw Wojciechowski und Timo Wollmershäuser</i> Der Mindestlohn: Ein erster Rückblick auf die Sonderfrage ifo Schnelldienst 68 (05), 38-41, (2015)	446
<i>ifo Konjunkturprognose 2014/2015</i> Kasten: Die Einführung des Mindestlohns in Deutschland – aktuelle und geplante Reaktionen der Unternehmen. Ergebnisse einer Sonderumfrage im ifo Konjunkturtest ifo Schnelldienst, 67 (24), 64-65, (2014)	450
<i>Klaus Abberger, Manuel Birnbrich und Christian Seiler</i> Der „Test des Tests“ im Handel – eine Metaumfrage zum ifo Konjunkturtest ifo Schnelldienst 62 (21), 34-41, (2009)	452

Kapitel 5

Ifo World Economic Survey

<i>Klaus Abberger, Maximilian Frey, Michaela Kesina und Anna Stangl</i> Indikatoren für die globale Konjunktur ifo Schnelldienst 62 (16), 32-41, (2009)	462
<i>Evgenia Kudymowa, Johanna Plenk und Klaus Wohlrabe</i> Der Ifo World Economic Survey und die realwirtschaftliche Entwicklung in ausgewählten Ländern ifo Schnelldienst 66 (19), 23-30, (2013)	473
<i>Steffen Henzel und Timo Wollmershäuser</i> Eine umfragebasierte Methode zur Quantifizierung qualitativer Inflationserwartungen des Ifo World Economic Survey ifo Schnelldienst 58 (09), 13-21, (2005)	481
<i>Johanna Plenk und Timo Wollmershäuser</i> Neuerungen in der weltweiten Expertenbefragung „Ifo World Economic Survey“ – Frage zu den mittelfristigen Inflationserwartungen ifo Schnelldienst 68 (05), 33-37, (2015)	489
<i>Elisabeth Wieland und Michael Kleemann</i> Wie bewerten Wirtschaftsexperten weltweit die Auswirkungen von Staatsanleihenkäufen durch Zentralbanken? – Ergebnisse des jüngsten Ifo World Economic Survey ifo Schnelldienst 67 (10), 55-58, (2014)	495
<i>Michael Kleemann</i> Die globalen Auswirkungen der Ukraine-Krise. Ergebnisse des jüngsten Ifo World Economic Survey ifo Schnelldienst 67 (16), 50-52, (2014)	500
<i>ifo Konjunkturprognose 2015/2016</i> Kasten: Die Auswirkungen des Ölpreisrückgangs auf die Weltwirtschaft – Ergebnisse der Sonderfrage im Ifo World Economic Survey April 2015 ifo Schnelldienst, 68 (12), 25, (2015)	503

Vorwort

Das ifo Institut begleitet seit seiner Gründung im Jahr 1949 das aktuelle Wirtschaftsgeschehen durch seine regelmäßigen Konjunkturmfragen und Konjunkturprognosen. Daneben hat das ifo Institut aber immer auch Aufsätze zur methodischen Basis seiner Konjunkturforschung veröffentlicht. Im Jahr 2007 erschien hierzu ein erster Sammelband mit ausgewählten Artikeln aus dem ifo Schnelldienst. Der vorliegende zweite Band setzt diese Tradition fort und präsentiert Artikel der Jahre 2003 bis 2016 aus den Gebieten:

- Prognosemethodik
- Makroökonomische Analyse
- Monetäre Analyse
- ifo Konjunkturtest
- Ifo World Economic Survey

Zunächst wird auf die Methodik der Konjunkturprognose eingegangen. Die ausgewählten Artikel schlagen dabei einen Bogen von den Spezifika der ifo Kurzfristprognosetechnik (IFOCAST) zu den wirtschaftsstatistischen Grundlagen wie die Volumenrechnung in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) oder das vom ifo Institut eingesetzte Saisonbereinigungsverfahren. Ein weiterer Themenkreis befasst sich mit ausgewählten Aspekten der makroökonomischen Analyse. Darüber hinaus wird der monetären Analyse und speziell der Geldpolitik der EZB breiten Raum gegeben. Schließlich findet sich eine Palette von Aufsätzen zu den Spezifika des ifo Konjunkturtests für Deutschland bzw. des ifo World Economic Survey.

Mit diesem Sammelband soll die angesprochene Thematik, die bisher nur im ifo Schnelldienst veröffentlicht wurde, einem breiteren Leserkreis zugänglich gemacht werden. Alle Autoren waren oder sind Mitarbeiter des ifo Zentrums für Konjunkturforschung und Befragungen.

Kapitel 1

Prognosemethodik

Im Sommer und zum Jahresende veröffentlicht das ifo Institut seine detaillierten Konjunkturprognosen für die Bundesrepublik Deutschland. Im Frühjahr und im Herbst nimmt es an der Gemeinschaftsdiagnose der sechs führenden Wirtschaftsforschungsinstitute teil. Der folgende Beitrag beschreibt, welche makroökonomischen Aggregate prognostiziert werden und welche Methoden dabei angewandt werden. Im Einzelnen werden die ökonometrische Prognose, der Indikatoransatz und das iterativ-analytische Verfahren vorgestellt. Außerdem wird auf die besonderen Spezifika der ifo Konjunkturprognose eingegangen.

Prognoseziel: Die Konjunktur

Mit Konjunkturprognosen soll auf gesamtwirtschaftlicher Ebene die zukünftige Wirtschaftsentwicklung abgeschätzt werden. Im Zentrum stehen Aussagen über Tempoänderungen und Wendepunkte von makroökonomischen Variablen im konjunkturellen Verlauf (Konjunkturzyklus). Als Konjunkturzyklus bezeichnet man die in marktwirtschaftlichen Systemen immer wieder auftretenden Schwankungen der wirtschaftlichen Aktivität, die bei allen Besonderheiten und ohne ausgeprägte Periodizität doch gewisse Regelmäßigkeiten aufweisen. Gemeinsames Charakteristikum aller Konjunkturzyklen ist, dass sie aus kumulativen Aufschwungs- bzw. Abschwungsphasen bestehen, wobei die einzelnen Phasen jeweils durch untere bzw. obere konjunkturelle Wendepunkte miteinander verbunden sind (vgl. Kasten 1), (vgl. Vosgerau 1978).

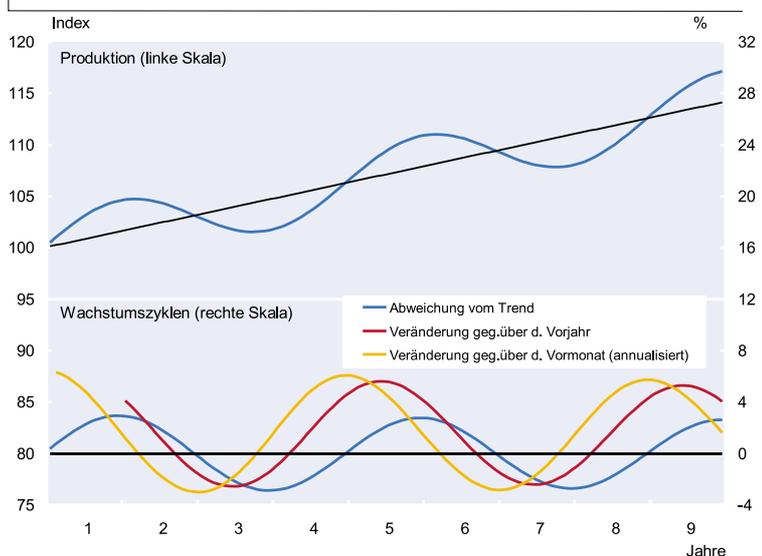
In Deutschland werden konjunkturelle Schwankungen auf gesamtwirtschaftlicher Ebene an der Entwicklung der vierteljährlichen gesamtwirtschaftlichen Produktion festgemacht. Zentraler Maßstab hierfür ist das *reale Bruttoinlandsprodukt* (BIP). Das reale BIP (Produktion im Inland bewertet in konstanten Preisen eines Basisjahres) misst die Fertigung von Waren und Dienstleistungen – ohne Einrechnung von Vorleistungen – sowie ihre Verwendung unabhängig davon, in welchem Umfang inländische oder ausländische Wirtschaftseinheiten dazu beigetragen haben. Für die Wahl des realen BIP spricht, dass

Preissteigerungen üblicherweise nicht als Erhöhung der wirtschaftlichen Aktivität gewertet werden.

In der Prognosepraxis wird davon ausgegangen, dass sich die Zeitreihe des vierteljährlichen realen BIP in verschiedene Bewegungskomponenten zerlegen lässt (*Zeitreihenzerlegung*). Zu unterscheiden sind systematische Komponenten (wie Trendkomponente, Konjunkturkomponente, Saisonkomponente und Arbeitstagekomponente), die sich in ihrer zeitlichen Entwicklung durch regelmäßig wiederkehrende wirtschaftliche oder durch kalendarische Phänomene erklären lassen. Daneben gibt es die unsystematische Komponente (irregulärer Rest) (vgl. Goldrian 1996; Nierhaus 1999). Die Trendkomponente umfasst den langfristigen Entwicklungspfad der Zeitreihe des realen BIP, die Konjunkturkomponente die mittelfristige zyklische

Abb. 1

Klassischer Konjunkturzyklus (als Beispiel: 4-Jahres-Sinusschwingung um einen linearen Trend) und Wachstumszyklen



¹ Teile des Aufsatzes basieren auf einem im ifo Schnelldienst erschienenen Artikel aus dem Jahr 1998 (Nierhaus 1998).

² Unter Mitarbeit von Wolfgang Meister.

Kasten 1: Konjunkturzyklen**a) Klassische Konjunkturzyklen**

Klassische Konjunkturzyklen (»classical business cycles«) sind Schwankungen in den absoluten Niveauwerten der saison- und kalenderbereinigten gesamtwirtschaftlichen Produktion (vgl. Naggl 1999, S. 55). Dabei werden Phasen mit zunehmender Produktion (Aufschwung) von Phasen mit rückläufiger Wirtschaftsleistung (Abschwung) unterschieden. Da die Produktion in nahezu allen Ländern im Trend zunimmt, dauern Aufschwungsphasen im Allgemeinen länger als Abschwungsphasen (vgl. Abb. 1).

b) Wachstumszyklen

Wachstumszyklen (»growth cycles«) sind definiert als Schwankungen in den Abweichungen der saison- und kalenderbereinigten Produktion von ihrem Trend. Obere Wendepunkte in Wachstumszyklen finden sich dort, wo die Produktion am weitesten über dem Trend liegt, untere Wendepunkte dort, wo die Produktion am weitesten unter dem Trend liegt. Abschwungsphasen von Wachstumszyklen umfassen nicht nur Phasen mit sinkender Produktionstätigkeit, sondern auch Phasen mit lediglich unterdurchschnittlich zunehmender Produktionstätigkeit, während klassische Zyklen nur absolute Rückgänge der Produktion beinhalten. Wachstumszyklen gibt es deshalb in vielen Industrieländern häufiger als klassische Zyklen, zudem sind Auf- und Abschwungsphasen von Wachstumszyklen etwa gleich lang.

Wendepunkte von Wachstumszyklen und Wendepunkte von klassischen Zyklen können zu unterschiedlichen Zeitpunkten auftreten. Dies liegt daran, dass Wendepunkte in klassischen Zyklen dort zu finden sind, wo die Veränderungsrate der saison- und kalenderbereinigten Produktion (gegenüber der Vorperiode) null beträgt, während Wendepunkte der trendbereinigten Produktion grosso modo dadurch gekennzeichnet sind, dass dort die Veränderungsrate der saison- und kalenderbereinigten Produktion gleich der Trendwachstumsrate ist. Im idealtypischen Fall einer Sinusschwingung um einen linear steigenden Trend liegen die oberen Wendepunkte von Wachstumszyklen vor den oberen Wendepunkten von klassischen Zyklen, während die unteren Wendepunkte von Wachstumszyklen den Wendepunkten von klassischen Zyklen nachlaufen (vgl. Abb. 1). Auch in der Realität zeigen sich die oberen Wendepunkte von Wachstumszyklen normalerweise vor den oberen Wendepunkten von klassischen Zyklen, während untere Wendepunkte keinen eindeutigen Zusammenhang erkennen lassen. Oftmals wird der Trendwert der gesamtwirtschaftlichen Produktion auch als nichtstrukturelle Schätzung des »potential output« interpretiert, die Abweichung vom Trend als »output gap«.

Alternativ können Wachstumszyklen auch als Zyklen von Veränderungsraten (gegenüber der Vorperiode oder aber dem vergleichbaren Vorjahreszeitraum) aufgefasst werden. Dabei ist allerdings zu beachten, dass die Wendepunkte von Wachstumsratenzyklen einen deutlichen Vorlauf vor den Wendepunkten der trendbereinigten Produktion haben.

Bewegung. Da die Trennung zwischen der Trend- und der Konjunkturkomponente letztlich nur subjektiv erfolgen kann, weil die Länge des Konjunkturzyklus schwankt, werden beide Komponenten vielfach auch zur sog. glatten Komponente zusammengefasst. Die kurzfristige saisonale Komponente spiegelt die innerhalb eines Jahres regelmäßig wiederkehrenden Veränderungen der BIP-Zeitreihe wider. Die Arbeitstagekomponente erfasst kurzfristige Einflüsse, die auf Unregelmäßigkeiten im Kalender zurückgehen (z. B. Schalttage, bewegliche Feiertage, spezielle Feiertagsregelungen oder divergierende Wochentagsstrukturen im Monat). Diese bewirken eine unterschiedliche Zahl von Arbeitstagen pro Periode, was Auswirkungen auf die gesamtwirtschaftliche Produktion haben kann. Die Restkomponente berücksichtigt schließlich verbleibende unsystematische Einflüsse auf das reale BIP. Zu diesen zählen einerseits zufällige Störungen des Wirtschaftsgeschehens, andererseits aber auch erklärbare Sonderfaktoren wie Auswirkungen von Streiks, saisonunüblicher Witterung oder kurzfristige Reaktionen der Marktakteure auf wirtschaftspolitische Maßnahmen (vgl. Deutsche Bundesbank 1987, S. 31).

Da die einzelnen Bewegungskomponenten des realen BIP empirisch nicht beobachtbar sind, müssen sie durch spezielle statistische Verfahren (*Saisonbereinigung, Trendbereinigung, Kalenderbereinigung*) geschätzt werden. Aufgrund verschiedener Ansätze kann es in der Rechenpraxis zu unterschiedlichen Ergebnissen insbesondere am aktuellen Rand kommen, was insofern misslich ist, als die Treffsicherheit einer Prognose naturgemäß davon abhängt, wie gut die aktuelle konjunkturrelevante Bewegung der gesamtwirtschaftlichen Produktion approximiert wird. Für die Messung der konjunkturellen Dynamik des realen BIP werden normalerweise Veränderungsraten verwendet (vgl. Kasten 2). Dabei können sinnvollerweise alle Reihenwerte auf den entsprechenden Wert des Vorjahres bezogen werden oder – sofern die Zeitreihe in saison- und kalenderbereinigter Form vorliegt – auch auf den Wert der jeweiligen Vorperiode.

Was wird prognostiziert?

In der Rechenpraxis der großen Prognoseinstitutionen wird das reale Bruttoinlandsprodukt in aller Regel nicht aus ei-

nem eindimensionalen Schätzansatz gewonnen. In Deutschland wird z.B. das reale BIP gemäß den ökonomischen Haupttätigkeiten, die im Europäischen System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen (ESVG 1995) ausgewiesen werden, disaggregiert geschätzt nach

- der *Entstehung* in den großen Wirtschaftsbereichen (Land- und Forstwirtschaft, Fischerei, Produzierendes Gewerbe ohne Baugewerbe, Baugewerbe, Handel, Gastgewerbe und Verkehr, Finanzierung, Vermietung und Unternehmensdienstleister sowie öffentliche und private Dienstleister)⁵,
- nach der *Verwendung* für den (privaten und öffentlichen) Konsum bzw. für Investitionen (Ausrüstungen, Bauten und Vorratsveränderungen einschließlich Nettozugang an Wertsachen) unter Berücksichtigung der Außenhandelsbeziehungen (Exporte abzüglich Importe von Waren und Dienstleistungen).

Normalerweise liefern die beiden Ansätze unterschiedliche Ergebnisse für das reale Bruttoinlandsprodukt. In Deutschland ist die Entstehungsseite des BIP am »aktuellen Rand«⁶ wirtschaftsstatistisch besser fundiert. Auf eine finale Abschätzung des BIP über die Verwendungsseite wird deshalb bei Kurz-

fristprognosen üblicherweise verzichtet. Ansonsten erfolgt der notwendige Abgleich beider BIP-Seiten in aller Regel da-

Kasten 2: Veränderungsraten

Die Veränderung der Werte einer Zeitreihe y_t lässt sich auf unterschiedliche Art darstellen (Nierhaus 1999). Soll die aktuelle Veränderung gegenüber der *Vorperiode* im Mittelpunkt stehen, dann wird die *laufende bzw. konjunkturelle Rate* herangezogen. Dieses Verfahren wendet man sinnvollerweise nur für Zeitreihen in saison- und kalenderbereinigter Form an. Die laufende *diskrete* Veränderungsrate Δy_t (in Prozent) ist gegeben durch den Ausdruck:

$$(2.1) \quad \Delta y_t = 100 \times \left(\frac{y_t}{y_{t-1}} \right) - 100$$

Oftmals werden saison- und kalenderbereinigte Zeitreihen in logarithmischer Form aufbereitet. Dann kann die laufende *stetige* Veränderungsrate Δy_t (in Prozent) durch die erste Differenz der (natürlichen) Logarithmen dargestellt werden³:

$$(2.2) \quad \Delta y_t = 100 \times (\ln y_t - \ln y_{t-1})$$

Soll die Veränderung der Zeitreihe gegenüber dem *Vorjahr* betrachtet werden (oder liegen die Daten nicht in saison- und kalenderbereinigter Form vor⁴, so wird die Veränderungsrate auf den vergleichbaren Vorjahreszeitraum bezogen:

$$(2.3) \quad \Delta y_t = 100 \times \left(\frac{y_t}{y_{t-m}} \right) - 100$$

oder

$$(2.4) \quad \Delta y_t = 100 \times (\ln y_t - \ln y_{t-m})$$

wobei m die Gesamtzahl der Perioden pro Jahr darstellt.

Oftmals sollen Vergleiche direkt auf Jahresbasis angestellt werden. Die Umrechnung in laufende Jahresraten ermöglicht einen direkten Vergleich von unterjährigigen Veränderungsdaten. Die Formeln für die *laufende Jahresrate* Δy_t^{an} einer saison- und kalenderbereinigten Zeitreihe y_t lauten:

$$(2.5) \quad \Delta y_t^{an} = 100 \times \left(\frac{y_t}{y_{t-n}} \right)^{\left(\frac{m}{n} \right)} - 100$$

oder

$$(2.6) \quad \Delta y_t^{an} = 100 \times \frac{m}{n} \times (\ln y_t - \ln y_{t-n})$$

wobei n ($1 \leq n$) die Zahl der betrachteten Teilperioden darstellt. Im Fall $m = n$ spricht man auch von *Jahresverlaufsrate*. Schließlich lässt sich auch die durchschnittliche Veränderung (pro Periode) über einen bestimmten Zeitraum (z.B. n Perioden) berechnen. Die Formeln für die *durchschnittliche Veränderungsrate* Δy_t^{av} lauten:

$$(2.7) \quad \Delta y_t^{av} = 100 \times \left(\frac{y_t}{y_{t-n}} \right)^{\left(\frac{1}{n} \right)} - 100$$

oder

$$(2.8) \quad \Delta y_t^{av} = \frac{100}{n} \times (\ln y_t - \ln y_{t-n})$$

³ Der Vorteil von stetigen Veränderungsdaten liegt zum einen darin, dass der Rechengang insbesondere bei Verknüpfungen von Variablen einfacher ist, zum anderen sind stetige Veränderungsdaten symmetrisch. Steigt der Wert einer Zeitreihe beispielsweise in der ersten Periode von 100 auf 110 und sinkt in der nächsten Periode wieder auf 100, so ergibt die diskrete Veränderungsrate einen Anstieg um 10,00% in der ersten und einen Rückgang um (nur noch) 9,09% in der zweiten Periode, während die stetigen Veränderungsdaten in den beiden Zeiträumen mit $\pm 9,53\%$ vom Betrag her gleich groß sind.

⁴ Der Vorjahresvergleich kann als rudimentäre Saisonbereinigungsmethode aufgefasst werden. Bei Veränderungsdaten gegenüber dem Vorjahr fallen saisonale Einflüsse quasi »automatisch« heraus, sofern sie von Jahr zu Jahr annähernd konstant bleiben. Bei Vorjahresvergleichen von Quartals- und Monatswerten aus Zeitreihen mit starkem Kalendereinfluss sollte noch eine ergänzende Kalenderbereinigung der Ursprungswerte vorgenommen werden.

⁵ In einer hierzu parallel durchgeführten zweiten Entstehungsrechnung wird das reale BIP aus einer Schätzung der Arbeitsproduktivität (pro Stunde) und des geleisteten Arbeitsvolumens (Produkt aus der Zahl der jährlich zur Verfügung stehenden Arbeitstage, der Zahl der je Arbeitstag geleisteten Arbeitsstunden und der Erwerbstätigenzahl) abgeleitet.

⁶ Zeitraum, der kalendärisch ganz oder zumindest teilweise bereits abgelaufen ist, für den aber noch kein oder nur unvollständiges Datenmaterial vorliegt.

durch, dass Komponenten der Entstehungs- bzw. Verwendungsseite, die statistisch nicht sonderlich gut abgesichert sind oder bei denen sich kleinere Bewegungen der absoluten Werte aufgrund ihres Volumens nur minimal in der Veränderungsrate niederschlagen, entsprechend korrigiert werden, wobei die so gewonnenen Schätzungen hinsichtlich ihrer ökonomischen Konsistenz selbstverständlich überprüft werden müssen. Jede Prognose des realen Bruttoinlandsprodukts und seiner Entstehungs- und Verwendungskomponenten wird normalerweise ergänzt durch eine Schätzung

- der Preisindizes der Verwendungskomponenten des BIP, woraus sich die *nominale* Verwendungsseite ergibt sowie – unter Hinzunahme ergänzender Berechnungen – die *Verteilung* des BIP (im Inland entstandene Arbeits-einkommen, Betriebsüberschüsse, Selbständigen- und Vermögenseinkommen unter Hinzurechnung der Abschreibungen sowie der Produktions- und Importabgaben abzüglich der Subventionen),
- der wichtigsten Arbeitsmarktdaten (Erwerbstätige, Selbständige, beschäftigte Arbeitnehmer, Arbeitslose, Erwerbspersonenpotential und Stille Reserve),
- der staatlichen Einnahmen (Steuern, Sozialbeiträge, Vermögenseinkommen, Verkäufe usw.), der Ausgaben (Vorleistungen, Arbeitnehmerentgelte, monetäre Sozialleistungen, Bruttoinvestitionen usw.) und des Finanzierungssaldos.

Wie wird prognostiziert?

Für die Konjunkturprognose stehen heute mehrere Verfahren zur Verfügung, die auf unterschiedlichen statistischen und theoretischen Voraussetzungen beruhen: Der Indikatoransatz, die iterativ-analytische Methode und die ökonomische Prognose. Es handelt sich hierbei nicht um einander ausschließende Ansätze, sondern um Methoden, die in der Rechenpraxis miteinander kombiniert werden können, so dass ihre jeweiligen Vorteile gemeinsam nutzbar sind.

Der Indikatoransatz wird primär für Kurzfristprognosen mit einem Zeithorizont von bis zu maximal neun Monaten herangezogen. Das Konzept nützt den systematischen Gleich- bzw. Vorlauf von monatlichen Indikatoren aus Konjunkturumfragen (wie dem ifo Konjunkturtest) bzw. aus der amtlichen Statistik gegenüber zu prognostizierenden Referenzreihen aus. Indikatoransätze werden auch für die Schätzung von Werten aus zurückliegenden Perioden verwendet, sofern es für diese noch keine amtlichen Angaben gibt.

Das iterativ-analytische Verfahren (VGR-Methode) wird für den klassischen Prognosezeitraum von ein bis zwei Jahren benützt. Die Methode stützt sich in besonderem Maße auf die Prognosen einzelner Experten. Die Konsistenz der Einzelschätzungen wird iterativ, d.h. in einem mehrstufigen, sich

wiederholenden Rechenprozess im System der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) sichergestellt. Dabei stehen gleichberechtigt formale wirtschaftsstatistische Verfahren neben nichtformalisierten Ansätzen, die auf der persönlichen Kenntnis über das Wirtschaftsgeschehen beruhen (intuitive Prognoseverfahren). Der besondere Vorteil der Methode besteht darin, dass alle verfügbaren qualitativen wie quantitativen Informationen in die Prognose eingebaut werden können. Das iterativ-analytische Verfahren ist daher sehr flexibel bei der Berücksichtigung von wirtschaftlichen Ereignissen, die in dieser Form oder in dieser Stärke in der Vergangenheit noch nicht eingetreten waren (exogene Schocks).

Die ökonomische Prognose baut auf der Regressionsanalyse von Zeitreihen aus der Wirtschaftsstatistik auf. Mit großen *Strukturmodellen* wird bevorzugt die mittelfristige Wirtschaftsentwicklung abgeschätzt. Außerdem lässt sich der Einfluss unterschiedlicher – im Modell exogen gesetzter – Parameter (z.B. Steuer- und Zinssätze) auf die endogenen Modellvariablen (Bruttoinlandsprodukt, Preise usw.) abschätzen. Neben Strukturmodellen werden auch *zeitreihenanalytische* Verfahren eingesetzt, die Prognosewerte ohne größere Rückgriffe auf explizite ökonomische Zusammenhänge hauptsächlich aus der Entwicklung der eigenen Vergangenheit erklären. Autoregressive Schätzmethoden lassen sich in Konkurrenz zu Indikatoransätzen gut für Kurzfristprognosen nutzen.⁷

Die ökonomische Prognose

Die ökonomische Prognose baut auf der Regressionsanalyse auf. In der heutigen Praxis kommt dem Einsatz von ökonomischen Strukturmodellen und autoregressiven Schätzansätzen besondere Bedeutung zu. Bei allen ökonomischen Verfahren wird zunächst der durchschnittliche Zusammenhang zwischen den zu prognostizierenden Variablen und ihren Erklärungsvariablen (Regressoren) für die Vergangenheit geschätzt. Die eigentliche Prognose erfolgt mit Hilfe der ermittelten Regressionsbeziehung, sofern genügend Werte für die erklärenden Variablen im Prognosezeitraum zur Verfügung stehen. In autoregressiven Schätzansätzen werden alle Variable allein mit Hilfe ihrer vergangenen Werte prognostiziert, während Strukturmodelle immer auch Variable enthalten, die nicht durch das Modell erklärt werden und deshalb zusätzlich geschätzt werden müssen (exogene Variable).

Strukturmodelle fassen die wichtigsten Beziehungen zwischen den modellbestimmten (= endogenen) Variablen und

⁷ Daneben gibt es freilich noch eine Anzahl anderer statistischer Prognoseverfahren (neuronale Netze, chaostheoretische Ansätze usw.), die sich allerdings zum Teil noch im Entwicklungsstadium befinden und deshalb noch nicht in nennenswertem Umfang in die praktische Prognosearbeit Eingang gefunden haben.

den exogenen Variablen in einem System von Verhaltens- und Definitionsgleichungen zusammen.

- *Verhaltensgleichungen* bilden die theoretisch angenommenen Reaktionsmuster der Wirtschaftssubjekte ab, die nach den Sektoren der VGR zusammengefasst werden (private Haushalte, Unternehmen, staatlicher Sektor, Ausland). Dabei wird davon ausgegangen, dass alle Gleichungen, die ökonomisches Verhalten widerspiegeln, durch Zufallseinflüsse gestört werden können.⁸
- *Definitionsgleichungen* sichern die Konsistenz des ökonomischen Modells. Sie bilden die wichtigsten Konten der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung in Gleichungsform ab (*Ex-post-Identitäten*), vielfach können sie auch als *Ex-ante-Markträumungsbedingungen (Gleichgewichtsbedingungen)* interpretiert werden. Da Definitionsgleichungen immer erfüllt sind, enthalten sie keine Zufallseinflüsse (vgl. Kasten 3).

In gesamtwirtschaftlichen Strukturmodellen zählen zu den modellbestimmten Variablen, die durch Verhaltensgleichungen erklärt werden, die Verwendungskomponenten privater bzw. öffentlicher Konsum (*C*), Bruttoinvestitionen (*I*), Exporte (*X*) und Importe (*M*). Zu den exogenen Variablen gehören in der Regel das Welthandelsvolumen, die Wechselkurse, die Zinsen, die öffentlichen Abgabensätze und der nicht von der Konjunktur beeinflusste Teil der Staatsausgaben. Zu den Definitionsgleichungen gehört üblicherweise die bekannte ma-

⁸ Entsprechend komplexe Strukturmodelle enthalten zusätzlich auch noch *technische Gleichungen* und *institutionelle Gleichungen*. Technische Gleichungen sind z.B. makroökonomische Produktionsfunktionen, die den Zusammenhang zwischen dem Einsatz von Produktivleistungen und der Ausbringung im Rahmen von Produktionsprozessen auf gesamtwirtschaftlicher Ebene zeigen. Typische Beispiele für institutionelle Gleichungen sind Steueraufkommensfunktionen, die die Beziehung zwischen dem Steueraufkommen und der jeweiligen Bemessungsgrundlage darstellen. Auch technische und institutionelle Gleichungen sind in der Regel zufallsbehaftet.

Kasten 3: Ökonometrisches Strukturmodell

Ein anschauliches Beispiel liefert das folgende Strukturmodell, das aus einer dynamischen Konsumfunktion (Gleichung 3.1) und einer Einkommensidentität (Gleichung 3.2) besteht:

$$(3.1) C_t = \beta Y_t + \lambda C_{t-1} + u_{1t}$$

$$(3.2) Y_t = C_t + Z_t$$

Gleichungen (3.1) und (3.2) heißen *Strukturgleichungen*. Dabei bezeichne Y_t : Einkommen in Periode t , ($t = 1, 2, \dots, T$), C_t : Konsum, Z_t : Summe aus Investitionen und Außenbeitrag, β , λ : Regressionsparameter (mit β : marginale Konsumneigung), u_{1t} : Zufallsvariable mit Erwartungswert $E(u_{1t}) = 0$ und Varianz $E(u_{1t}^2) = \sigma^2 > 0$. Ferner sei Z_t unkorreliert mit u_{1t} , d.h. $Cov(Z_t, u_{1t}) = 0$. Die Variable Z_t ist exogen, Y_t und C_t werden endogen via Z_t , C_{t-1} und u_{1t} bestimmt:

$$(3.3) C_t = \frac{\lambda}{1-\beta} C_{t-1} + \frac{\beta}{1-\beta} Z_t + \frac{1}{1-\beta} u_{1t}$$

$$(3.4) Y_t = \frac{\lambda}{1-\beta} C_{t-1} + \frac{1}{1-\beta} Z_t + \frac{1}{1-\beta} u_{1t}$$

Gleichungen (3.3) und (3.4) bilden die *reduzierte Form* des Modells. Die Ausdrücke $\frac{\beta}{(1-\beta)}$ und $\frac{1}{(1-\beta)}$ sind die aus der komparativ-statischen Analyse bekannten *kurzfristigen Multiplikatoren*:

$$\frac{\Delta C_t}{\Delta Z_t} = \frac{\beta}{1-\beta}, \quad \frac{\Delta Y_t}{\Delta Z_t} = \frac{1}{1-\beta}$$

Sie geben die Veränderung der endogenen Variablen C_t und Y_t bei einer Änderung der exogenen Variablen Z_t an. Darüber hinaus lassen sich *dynamische Multiplikatoren* ableiten, die die Veränderungen von C_t und Y_t bei einer Änderung von Z_{t-s} ($t-1 \geq s \geq 0$) zeigen. Zunächst folgt aus den Gleichungen (3.3) und (3.4) durch wiederholtes Einsetzen die *Finalform* des Modells:

$$(3.5) C_t = \left(\frac{\lambda}{1-\beta}\right)^t C_0 + \sum_{s=0}^{t-1} \left(\frac{\lambda}{1-\beta}\right)^s \left(\frac{\beta}{1-\beta}\right) Z_{t-s} + \sum_{s=0}^{t-1} \left(\frac{\lambda}{1-\beta}\right)^s \left(\frac{1}{1-\beta}\right) u_{1t-s}$$

$$(3.6) Y_t = \left(\frac{\lambda}{1-\beta}\right)^t C_0 + \sum_{s=0}^{t-1} \left(\frac{\lambda}{1-\beta}\right)^s \left(\frac{1}{1-\beta}\right) Z_{t-s} + \sum_{s=0}^{t-1} \left(\frac{\lambda}{1-\beta}\right)^s \left(\frac{1}{1-\beta}\right) u_{1t-s}$$

Fortsetzung Kasten 3:

aus der sich unmittelbar die gesuchten dynamischen Multiplikatoren errechnen:

$$\frac{\Delta C_t}{\Delta Z_{t-s}} = \left(\frac{\lambda}{1-\beta} \right)^s \left(\frac{\beta}{1-\beta} \right), \quad \frac{\Delta Y_t}{\Delta Z_{t-s}} = \left(\frac{\lambda}{1-\beta} \right)^s \left(\frac{1}{1-\beta} \right)$$

Dynamische Multiplikatoren charakterisieren das dynamische Verhalten des Modells bezüglich Änderungen der exogenen Variablen; in diesem Beispiel die Summe aus Investitionen und Außenbeitrag (Z_t).

Um aufzuzeigen, wie endogene Variable über die Zeit hinweg auf einen stochastischen Schock reagieren, der direkt auf diese Variable oder indirekt über andere endogene Variable ausgeübt wird, werden sog. *impulse response Funktionen* verwendet. Im vorliegenden Beispiel kann ein Schock bzw. ein *Impuls* lediglich von der Zufallsvariablen u_{1t} ausgehen. Dieser Schock beeinflusst unmittelbar den Konsum C_t (weswegen es als stochastischer Konsumschock betrachtet wird) und – über die Einkommensidentität (3.2) – indirekt auch das Volkseinkommen Y_t . Naturgemäß kommt es zu weiteren Reaktionen in den beiden endogenen Variablen, da sich die Anfangseffekte des Impulses im Modell nach und nach weiter fortpflanzen. Die impulse response Funktionen – die sich in diesem Beispiel auf die t Ausdrücke $\left(\frac{\lambda}{1-\beta} \right)^s \left(\frac{1}{1-\beta} \right)$ mit $s = 0, K, t - 1$ reduzieren – verfolgen die Ausbreitung dieses Schocks im Modell.

Für die Prognose ist eine aktuelle numerische Spezifikation des Modells Voraussetzung. Hierzu sind die Parameter der Verhaltensgleichungen (im Beispiel: β und λ) für den Beobachtungszeitraum aus den Zeitreihenwerten der endogenen und exogenen Variablen (hier: C_t , Y_t und Z_t) zu schätzen. Das bei Einzelgleichungen übliche Verfahren, die Parameter so zu wählen, dass die Summe der Residuenquadrate, im Beispiel: $\sum_{t=1}^T u_{1t}^2 = \sum_{t=1}^T (C_t - \beta Y_t - \lambda C_{t-1})^2$ minimiert wird (Methode der kleinsten Quadrate), führt bei Strukturmodellen wegen der Korrelation von erklärenden Variablen mit den Zufallsgrößen in der Regel zu inkonsistenten Schätzungen (so ist im Beispiel das Einkommen Y_t abhängig von u_{1t} ; vgl. Gleichung 3.4). Es gibt allerdings eine Vielzahl ökonometrischer Verfahren, die konsistente und unverzerrte Schätzwerte der Parameter gewährleisten.

kroökonomische Relation: $BIP = C + I + X - M$. Diese Gleichung kann zum einen als Ex-post-Identität im Sinne des Güterkontos der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung aufgefasst werden, zum anderen als Ex-ante-Markträumungsbedingung. In letzterer Interpretation besagt die Gleichung, dass die geplante Güternachfrage $C + I + X - M$ dem geplanten Güterangebot (in Höhe des BIP) entspricht, so dass der Gütermarkt geräumt und damit im Gleichgewicht ist.

Der Vorteil von Strukturmodellen besteht vor allem darin, dass die zugrunde gelegten ökonomischen Theorien in den Verhaltensgleichungen (Konsumfunktion, Investitionsfunktion usw.) explizit niedergeschrieben sind. Damit lassen sich diese ökonomischen Thesen durch das Modell auf ihre empirische Relevanz hin rigoros testen. Dynamische Strukturmodelle⁹ erlauben es zudem, die Interaktion von endogenen Variablen ex-post, d.h. im Stützzeitraum der Regression, systematisch zu simulieren (*dynamische Simulation*) und ex-ante für Prognosen zu verwenden. Auch lassen sich *Alternativprognosen* für unterschiedliche exogene Größen (wie Wechselkurse oder Welthandelsvolumen) durchfüh-

ren. Insbesondere kann der Einfluss unterschiedlicher Staatsausgaben bzw. Steuer- und Zinssätze auf die Wirtschaftsentwicklung quantifiziert werden. Derartige Alternativrechnungen lassen sich mit anderen Prognoseverfahren entweder gar nicht oder nur mit großem Zeitaufwand bewältigen. Schließlich können auch Konjunkturindikatoren in Strukturmodelle einbezogen werden.

Der Nachteil von Prognosen mit ökonometrischen Strukturmodellen liegt darin, dass alle exogenen Variablen für den Prognosezeitraum modellextern bestimmt werden müssen. Dies kann zum einen durch einfache Setzung geschehen, zum anderen durch zusätzliche Schätzungen mit Hilfe eines neuen Modells. Im letzteren Fall besteht allerdings die Gefahr des infiniten Regresses, da auch das neue Modell in der Regel exogene Größen enthält usw. Ein weiteres Problem besteht darin, dass die geschätzten Verhaltensgleichungen eines ökonometrischen Modells infolge von Strukturbrüchen im Prognosezeitraum – insbesondere durch Verhaltensänderungen von Investoren und Verbrauchern in Reaktion auf wirtschaftspolitische Maßnahmen – ihre ökonomische Relevanz verlieren können, was die Aussagekraft bei Alternativprognosen na-

⁹ Dynamische Strukturmodelle enthalten – neben exogenen Variablen – auch zeitverzögerte endogene Variable als Regressoren.

turgemäß einschränkt (*Lucas-Kritik*).¹⁰ Schließlich sind Strukturmodelle am aktuellen Rand bezüglich neuer Informationen im Vergleich zu anderen Prognosemethoden relativ unflexibel.¹¹

Seit Beginn der achtziger Jahre hat sich eine zweite Klasse von ökonometrischen Prognosemodellen, die sog. vektorautoregressiven Schätzansätze (VAR-Modelle) auf dem Prognosemarkt etabliert.¹² Bei diesen Modellen, die auf zeitreihenanalytischen Verfahren basieren, ist die arbiträre Unterscheidung zwischen endogenen und exogenen Variablen, die für die Klasse ökonometrischer Strukturmodelle wesentlich ist, aufgehoben. VARs können als eine Verallgemeinerung von autoregressiven Ansätzen (AR-Modelle) aufgefasst werden. In AR-Modellen wird jede Variable aus eigenen verzögerten Werten und einer Zufallsgröße dargestellt. Bei VAR-Modellen wird dieses Grundprinzip auf einen *Vektor* von Variablen (Systemvariable) übertragen, d.h. jede Systemvariable wird durch eigene verzögerte Werte und durch die verzögerten Werte aller übrigen Systemvariablen (plus Zufallsschocks) erklärt (vgl. Kasten 4).

Aufgrund der Beschränktheit der Datenmenge ist die Anzahl der Variablen in einem VAR-Modell ziemlich begrenzt. Dadurch ist es schwierig, z.B. spezielle Merkmale des Steuersystems abzubilden. Aus diesem Grund werden VAR-Modelle im Gegensatz zu Strukturmodellen, in denen die Zahl der Variablen im Prinzip unbegrenzt ist, relativ selten für spezifische Politiksimulationen herangezogen (wie Änderungen in den jeweiligen Grenzsteuersätzen). Ein Vorteil von VAR-Modellen besteht darin, dass sie wegen des Fehlens von exogenen Variablen keine Informationen aus dem Prognosezeitraum benötigen, so dass »unbedingte« Prognosen¹³ über beliebig weite Zeiträume möglich sind. Nachteilig ist allerdings, dass die prognostizierte Entwicklung aller Variablen – unabhängig von wirtschaftstheoretischen Überlegungen – allein aus der Dynamik der Zeitreihen folgt. Hinzu kommt die letztlich willkürliche Auswahl von Variablen und

Verzögerungen; auch bleibt die Problematik von Strukturbrüchen im Prognosezeitraum bestehen.

Exkurs: Stationäre Zeitreihen und Kointegration

Seit den achtziger Jahre ist es in der Ökonometrie immer deutlicher geworden, dass es bei der Modellierung von Zeitreihen darauf ankommt, ob der stochastische Prozess, der die Zeitreihenwerte generiert, invariant bezüglich der Zeit ist. Ändern sich nämlich die stochastischen Eigenschaften eines Prozesses über die Zeit hinweg, d.h. ist der Prozess *nichtstationär*, dann ist es oftmals schwierig, die Zeitreihe über vergangene bzw. zukünftige Zeitintervalle hinweg durch einfache lineare Modelle abzubilden. Ist der stochastische Prozess hingegen zeitinvariant, d.h. *stationär*, dann lässt sich der Prozess durch eine Gleichung mit festen Koeffizienten darstellen, die man mit Standardmethoden schätzen kann (vgl. Stock 1987).

Vielen makroökonomischen Zeitreihen liegen allerdings nichtstationäre Prozesse zugrunde. So ist das reale Bruttoinlandsprodukt in vielen Industrieländern fast durchwegs stetig gestiegen. Allein aus diesem Grund dürften sich die stochastischen Eigenschaften, die der Zeitreihe des BIP zugrunde liegen, heute ziemlich grundlegend von denen vor 50 Jahren unterscheiden.

Regressiert man nichtstationäre Variable aufeinander, dann besteht die Gefahr der sog. Scheinkorrelation. Konventionelle Signifikanztests können in diesem Fall eine Abhängigkeit zwischen Variablen indizieren, die in Wirklichkeit gar nicht besteht. Da viele makroökonomische Zeitreihen nichtstationär sind, ist es häufig erforderlich, durch geeignete Transformationen daraus neue stationäre Zeitreihen zu bilden, die man mit Standardmethoden regressieren kann. So ist die Zeitreihe des Logarithmus des realen Bruttoinlandsprodukts normalerweise nicht zeitinvariant, hingegen ist die Veränderungsrate des BIP (erste Differenz der Logarithmen; vgl. Kasten 2) stationär. Sie oszilliert um einen (festen) Mittelwert, und ihre Varianz ist grosso modo keine Funktion der Zeit, also konstant.

Durch die Differenzenbildung gehen aber Informationen über die Langfristbeziehungen zwischen Variablen verloren. Nun ist es aber durchaus möglich, dass zwei Variable nichtstationären Prozessen folgen, es aber trotzdem eine Linearkombination gibt, die stationär ist. Ist dies der Fall, so sind die beiden Variablen *kointegriert*. Beispielsweise sind sowohl der Konsum als auch das Einkommen nichtstationäre Variable, gleichwohl kann man erwarten, dass sie sich langfristig ähnlich bewegen, so dass eine Linearkombination der beiden Größen stationär sein sollte (vgl. Engle und Granger 1987).

Ein Hauptmerkmal kointegrierter Variablen ist, dass ihre Zeitpfade vom Ausmaß der jeweiligen kontemporären Abwei-

¹⁰ Nach der *Lucas-Kritik* können sich die Regressionsparameter ökonometrischer Modelle unter dem Einfluss der Wirtschaftspolitik dann ändern, wenn die Marktakteure veränderte Politikregeln erkennen und in ihr ökonomisches Verhalten einbeziehen. Sofern ein Strukturmodell derartige Erwartungsanpassungen nicht adäquat (d.h. über hinreichend mikroökonomisch fundierte Optimierungskalküle) berücksichtigt, eignen sich Modelle, deren Parameter auf der Basis zurückliegender Daten geschätzt wurden, bestenfalls näherungsweise für die Evaluierung zukünftiger wirtschaftspolitischer Maßnahmen (vgl. Lucas 1976).

¹¹ Diese Starrheiten lassen sich allerdings durch ein »Nachsteuern von Hand«, auch »fine-tuning« genannt, reduzieren. Technisch geschieht das, indem für diejenigen Störvariablen der Verhaltensgleichungen, deren Ergebnisse im Prognosezeitraum oder bereits am aktuellen Rand aufgrund neuer Informationen korrekturbedürftig erscheinen, statt Null ein Wert eingesetzt wird, der das Prognoseergebnis in die gewünschte Richtung ändert (judgemental adjustment).

¹² Das vektorautoregressive Schätzverfahren geht auf Sims zurück (vgl. Sims 1980).

¹³ Hängt die Richtigkeit einer Prognose dagegen vom Zutreffen bestimmter Annahmen über exogene Variable ab, so spricht man von einer »bedingten« Prognose.

chungen vom langfristigen Gleichgewicht beeinflusst werden. Kehrt ein System (automatisch) zum langfristigen Gleichgewicht zurück, so sollten die Bewegungen zumindest einiger Variabler von der Größe des kurzfristigen Ungleichgewichts abhängig sein. So impliziert die Keynesianische Konsumtheorie eine gleichgerichtete Langfristbeziehung zwischen Konsum und Einkommen. Ist in der Vorperiode der faktische Konsum größer als der Gleichgewichtskonsum, der aus der Langfristbeziehung folgt, so sollte in der laufenden Periode das Einkommen rascher als der Konsum

steigen, um die Lücke zumindest zu verkleinern. Dies kann dadurch geschehen, dass (1) das Einkommen zunimmt und/oder die Konsumausgaben sinken, (2) dass der Konsum steigt und das Einkommen noch stärker zunimmt oder (3) dass der Konsum und das Einkommen sinken, letzteres aber weniger stark. Ohne eine komplette dynamische Spezifikation des Modells lässt sich nicht bestimmen, welcher der drei Fälle eintreten wird. Nichtsdestotrotz sollte aber die kurzfristige Dynamik des Modells von der Abweichung zur Langfristbeziehung beeinflusst werden.

Kasten 4: Vektorautoregressives Modell (VAR)

Ein Beispiel für ein vektorautoregressives Modell ist das folgende VAR, das einen Vektor (C_t, Y_t) ($t = 1, K, T$), bestehend aus Konsum C_t und Einkommen Y_t , allein durch eigene verzögerte Werte (C_{t-1}, Y_{t-1}) sowie Zufallsschocks erklärt:

$$(4.1) \quad C_t = \alpha_{11}C_{t-1} + \alpha_{12}Y_{t-1} + v_{1t}$$

$$(4.2) \quad Y_t = \alpha_{21}C_{t-1} + \alpha_{22}Y_{t-1} + v_{2t}$$

oder in Vektorform $\begin{pmatrix} C_t \\ Y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} C_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \end{pmatrix}$

v_{1t} und v_{2t} sind Zufallsvariable mit Erwartungswert $E(v_{1t}) = E(v_{2t}) = 0$ und Varianz $E(v_{1t}^2) = \sigma_1^2$, $E(v_{2t}^2) = \sigma_2^2$. Ferner gelte $Cov(v_{it}, C_{t-1}) = Cov(v_{it}, Y_{t-1}) = 0$ für $i = 1, 2$ und $Cov(v_{1t}, v_{1t-r}) = Cov(v_{2t}, v_{2t-r}) = 0$ ($r \neq 0$). Die Regressionsparameter α_{ij} ($i, j = 1, 2$) können mit der Methode der kleinsten Quadrate konsistent geschätzt werden. Aus prognostischer Sicht besteht der besondere Vorteil von VAR-Modellen darin, dass sie wegen des Fehlens von exogenen Variablen keine zusätzlichen Informationen aus dem Prognosezeitraum benötigen, so dass Prognosen über beliebig weite Zeiträume ohne modellexterne Informationen gemacht werden können.

In vielen Fällen ist es möglich, Strukturmodelle in VAR-Modelle zu überführen. Als Beispiel kann das Strukturmodell von Kasten 3 dienen, sofern der Zeitpfad der Variablen Z_t (Investitionen + Außenbeitrag) einem autoregressiven Prozess erster Ordnung AR(1) folgt, d.h. es gelte $Z_t = \rho Z_{t-1} + u_{2t}$; ($\rho > 0$; u_{2t} : Zufallsvariable). Aus der Substitution von $\rho Z_{t-1} + u_{2t}$ in die Gleichungen (3.3) und (3.4) der *reduzierten Form* folgt nämlich:

$$(4.3) \quad C_t = \frac{\lambda}{1-\beta} C_{t-1} + \frac{\beta\rho}{1-\beta} Z_{t-1} + \frac{1}{1-\beta} (u_{1t} + \beta u_{2t})$$

$$(4.4) \quad Y_t = \frac{\lambda}{1-\beta} C_{t-1} + \frac{\rho}{1-\beta} Z_{t-1} + \frac{1}{1-\beta} (u_{1t} + u_{2t})$$

woraus sich unter Berücksichtigung von $Z_{t-1} = Y_{t-1} - C_{t-1}$:

$$(4.5) \quad C_t = \left(\frac{\lambda - \beta\rho}{1-\beta} \right) C_{t-1} + \left(\frac{\beta\rho}{1-\beta} \right) Y_{t-1} + \frac{1}{1-\beta} (u_{1t} + \beta u_{2t})$$

$$(4.6) \quad Y_t = \left(\frac{\lambda - \rho}{1-\beta} \right) C_{t-1} + \left(\frac{\rho}{1-\beta} \right) Y_{t-1} + \frac{1}{1-\beta} (u_{1t} + u_{2t})$$

ergibt, was ein VAR-Modell mit den Parametern $\alpha_{11} = \frac{\lambda - \beta\rho}{1-\beta}$, $\alpha_{12} = \frac{\beta\rho}{1-\beta}$, $\alpha_{21} = \frac{\lambda - \rho}{1-\beta}$, $\alpha_{22} = \frac{\rho}{1-\beta}$, $v_{1t} = \frac{u_{1t} + \beta u_{2t}}{1-\beta}$

und $v_{2t} = \frac{u_{1t} + u_{2t}}{1-\beta}$ ist.

Offensichtlich impliziert das Strukturmodell *Restriktionen* für die VAR-Darstellung: Die vier VAR-Koeffizienten α_{ij} ($i, j = 1, 2$) sind jetzt Funktionen der Parameter λ , β der dynamischen Konsumfunktion sowie des Parameters ρ des AR(1) Prozesses. Außerdem sind die VAR-Zufallsschocks v_{1t} und v_{2t} Linearkombinationen der Zufallsvariablen u_{1t} und u_{2t} . Diese Restriktionen bleiben bei der normalen VAR-Analyse offenbar unberücksichtigt. Damit ist das VAR-Modell (Gleichungen 4.1 und 4.2) auch für andere mögliche strukturelle Beziehungen zwischen den Variablen C , Y und Z gültig, was ein zusätzlicher Vorteil von VAR-Modellen ist (Kugler 1996).

Fortsetzung Kasten 4:

Da VAR-Modelle prinzipiell nur endogene Variable enthalten, wird ihr dynamisches Verhalten normalerweise über *impulse response Funktionen* analysiert (vgl. Kasten 3). Idealtypisch möchte man stochastische Schocks, d.h. einmalige Impulse in den Residuen (wie v_{1t} und v_{2t}) spezifischen endogenen Variablen (wie C_t oder Y_t) zuordnen, so dass sich zeigen lässt, wie eine zufällige Änderung einer Variablen alle übrigen Variablen über die Zeit hinweg beeinflusst. Sofern die Störterme (v_{1t} und v_{2t}) miteinander unkorreliert sind, ist dies vergleichsweise einfach. Wenn die Störterme jedoch miteinander korreliert sind (was oft genug der Fall ist), so gibt es keine elementare Methode mehr, stochastische Schocks eindeutig spezifischen Variablen zuzuordnen. In derartigen Fällen ist es inzwischen üblich geworden, willkürlich alle Initialeffekte derjenigen Variablen zuzuordnen, die zuerst im System erscheint (*Choleski-Dekomposition*). Obwohl z.B. v_1 mit v_2 korreliert wäre, würde man dann den gesamten Initialeffekt dem Konsum und nicht dem Einkommen zuweisen. Bei diesem Vorgehen ist freilich problematisch, dass die impulse response Funktionen von der jeweiligen Reihenfolge der Gleichungen im Modell abhängig sind. Eine andere Möglichkeit bestünde darin, ein sog. *strukturelles VAR-Modell* (SVAR) zu spezifizieren, in dem einige zusätzliche Restriktionen, die aus der ökonomischen Theorie hervorgehen, benützt werden, um die impulse response Funktionen zu identifizieren. So impliziert das strukturelle Modell von Kasten 3 (ergänzt um den AR(1) Prozess für Z_t), dass $v_{1t} = \frac{u_{1t} + \beta u_{2t}}{1 - \beta}$ und $v_{2t} = \frac{u_{1t} + u_{2t}}{1 - \beta}$ gilt, wobei u_{1t} und u_{2t} die eigentlichen exogenen Änderungen in den beiden Variablen C_t und Z_t sind.

Der Indikatoransatz

Das Konzept nutzt den systematischen Gleichlauf bzw. Vorlauf von Konjunkturindikatoren gegenüber den zu prognostizierenden Referenzvariablen aus, die dann – nach Ablauf der Prognoseperiode – von den statistischen Ämtern ausgewiesen werden. Die meisten Indikatoren stammen von monatlichen, viertel- oder halbjährlichen Befragungsergebnissen, hinzu kommen schnell verfügbare Informationen aus der amtlichen Monatsstatistik. Nach der Art des statistischen Messverfahrens lassen sie sich in quantitative und qualitative Indikatoren einteilen.

Quantitative Konjunkturindikatoren resultieren aus stetig gemessenen Daten. In aller Regel handelt es sich um monatlich veröffentlichte Volumen-, Umsatz- oder Preisindizes der amtlichen Statistik (z.B. Index des Auftragseingangs, Index der Einzelhandelsumsätze, Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte usw.). Die hohe Messgenauigkeit dieser Indikatoren kann sich in der Prognosepraxis aber auch als Nachteil erweisen: Es dauert geraume Zeit, bis die Indizes von den statistischen Ämtern erhoben, aufbereitet und veröffentlicht werden, so dass sie zum Prognosezeitpunkt oftmals noch nicht im gewünschten Umfang bzw. in der benötigten Aktualität zur Verfügung stehen. Hinzu kommt, dass sie aufgrund zunächst fehlender Meldungen später revidiert werden können, was bei Konjunkturprognosen entsprechend berücksichtigt werden muss.¹⁴

Qualitative Indikatoren werden aus nicht-stetig gemessenen Daten gewonnen (kategoriale Variable). Gute Beispiele dafür sind die Indikatoren, die aus Unternehmensbefragungen des ifo Instituts stammen. Hier gibt es einmal Fragen, die, obwohl qualitativ gestellt, auf quantitative Variable der amtlichen

Statistik Bezug nehmen.¹⁵ Ein typisches Beispiel ist die Frage: »Unsere inländische Produktionstätigkeit ist gestiegen (+), etwa gleich geblieben (=) oder gesunken (-)«. ¹⁶ Die entsprechende monatliche Referenzreihe aus der Industriestatistik für Deutschland ist der Produktionsindex, die wiederum hierzu passende vierteljährliche Referenzreihe aus der VGR ist die Bruttowertschöpfung im Verarbeitenden Gewerbe.

Wichtiger noch für die Kurzfristprognose sind qualitative Indikatoren, die – über das quantitativ ausgerichtete Erhebungsprogramm der amtlichen Statistik hinaus – Informationen über *Urteile und Erwartungen* der Unternehmen liefern. Zu diesen Indikatoren, die in Deutschland zum überwiegenden Teil aus Befragungen des ifo Instituts herrühren, gehören etwa die Beurteilung der Fertigwarenlager durch die Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes oder die Frage nach den Erwartungen zur allgemeinen Geschäftslage: »Unsere Geschäftslage

¹⁴ So werden vom Statistischen Bundesamt in Deutschland für den Produktionsindex für das Produzierende Gewerbe zunächst vorläufige Monatswerte publiziert, die für Unternehmen, deren Daten noch nicht eingegangen sind, die entsprechenden Werte des Vormonats enthalten. Erst etwa drei Wochen später folgen berichtigte Werte. Die berichtigten Werte werden, sobald Ergebnisse der umfassenderen vierteljährlichen Produktionserhebung vorliegen, nochmals revidiert und schließlich erfolgt – jeweils zu Jahresbeginn – eine sog. Jahreskorrektur sämtlicher Monatsdaten des Vorjahres.

¹⁵ Der Vorteil, dass im ifo Konjunkturtest originär stetige Daten in kategorialer Form erhoben werden, liegt darin, dass durch die verringerte Informationsanforderung die Erhebungskosten für die Firmen sinken, weil der Zeitaufwand für die Beantwortung der Fragen geringer ist. Dies erhöht naturgemäß die Antwortbereitschaft der befragten Unternehmen.

¹⁶ Um aus den Antworten einen Indikator für die Gesamtwirtschaft herzuleiten, werden die Einzelangaben zunächst zusammengewichtet. Das Ergebnis drückt aus, welcher gewichtete Prozentsatz der befragten Unternehmen eine günstige, eine indifferente oder negative Meldung abgegeben hat (z.B. »gestiegen«: 40%; »etwa gleich geblieben«: 50%, »gesunken«: 10%). Dann wird ein Saldo aus den positiven und negativen Prozentsätzen gebildet (im Beispiel: 40% – 10% = + 30%). Durch das Aneinanderreihen der Salden entstehen Zeitreihen, die mit Daten aus der amtlichen Statistik verglichen werden können (vgl. Lindlbauer 1995).

Kasten 5: Fehlerkorrekturmodelle

Existiert eine Langfristbeziehung, so kann die Abweichung von dem langfristigen Gleichgewichtswert die kurzfristige Dynamik der Systemvariablen bestimmen (*Fehlerkorrekturmodell*). Nimmt man im Beispiel an, dass Konsum und Einkommen in den ersten Differenzen stationär sind (d.h. die beiden Variablen sind integriert vom Grad 1), so könnte ein elementares (Vektor-) Fehlerkorrekturmodell für Konsum und Einkommen lauten:

$$(5.1) \quad \Delta C_t = -\gamma_1(C_{t-1} - \eta Y_{t-1}) + \zeta_{1t}$$

$$(5.2) \quad \Delta Y_t = \gamma_2(C_{t-1} - \eta Y_{t-1}) + \zeta_{2t}$$

In diesem Modell reagieren Konsum und Einkommen auf kontemporäre stochastische Schocks (repräsentiert durch die beiden stationären Zufallsvariablen ζ_{1t} bzw. ζ_{2t}) sowie auf die Abweichung in der vorangegangenen Periode vom langfristigen Gleichgewichtswert $C_{t-1} - \eta Y_{t-1}$, wobei γ_1 , γ_2 und η Regressionsparameter darstellen. Ist die Abweichung $C_{t-1} - \eta Y_{t-1}$ positiv, so sinkt ceteris paribus der Konsum und das Einkommen steigt. Das langfristige Gleichgewicht ist dann erreicht, wenn $C_t = \eta Y_t$ gilt.

Das Beispiel zeigt sehr anschaulich die enge Verbindung, die zwischen Fehlerkorrekturmodellen und kointegrierten Variablen besteht. Annahmegemäß sind die beiden ersten Differenzen auf der jeweils linken Seite der beiden Gleichungen ΔC_t bzw. ΔY_t stationär. Damit müssen die Ausdrücke auf der rechten Seite der beiden Gleichungen ebenfalls stationär sein. Da die beiden Zufallsvariablen ζ_{1t} bzw. ζ_{2t} annahmegemäß stationär sind, muss zwangsläufig auch die Linearkombination $C_{t-1} - \eta Y_{t-1}$ stationär sein. Damit sind aber Konsum und Einkommen kointegriert mit dem Kointegrationsparameter η . Offensichtlich fordert die Fehlerkorrekturdarstellung, dass die beiden Variablen kointegriert sind. Dieses Ergebnis ändert sich auch nicht, wenn das Modell z.B. dadurch verallgemeinert wird, dass verzögerte Differenzen von Konsum und Einkommen in die Gleichungen aufgenommen werden:

$$(5.3) \quad \Delta C_t = \phi_{10} - \gamma_1(C_{t-1} - \eta Y_{t-1}) + \phi_{11}\Delta C_{t-1} + \phi_{12}\Delta Y_{t-1} + \zeta_{1t}$$

$$(5.4) \quad \Delta Y_t = \phi_{20} + \gamma_2(C_{t-1} - \eta Y_{t-1}) + \phi_{21}\Delta C_{t-1} + \phi_{22}\Delta Y_{t-1} + \zeta_{2t}$$

Wiederum sind beide Zufallsvariablen ζ_{1t} bzw. ζ_{2t} und alle Terme, die Differenzen ΔC bzw. ΔY enthalten, stationär. Damit ist aber auch die Linearkombination von Konsum und Einkommen $C_{t-1} - \eta Y_{t-1}$ stationär.

Betrachtet man die beiden Gleichungen, so fällt die Ähnlichkeit mit dem bivariaten VAR-Modell in Kasten 4 ins Auge. Das vektorielle Fehlerkorrekturmodell (Vector Error-Correction Model; VECM) ist offensichtlich ein in den ersten Differenzen bivariates VAR-Modell, das um die beiden Fehlerkorrekturterme $-\gamma_1(C_{t-1} - \eta Y_{t-1})$ bzw. $\gamma_2(C_{t-1} - \eta Y_{t-1})$ erweitert wurde. Die beiden Parameter γ_1 bzw. γ_2 definieren dabei die Anpassungsgeschwindigkeit. Je größer γ_1 ist, desto schneller reagiert der Konsum auf die Abweichung vom langfristigen Gleichgewicht in der Vorperiode. Umgekehrt würden sehr kleine Werte von γ_2 indizieren, dass das Einkommen auf den Gleichgewichtsfehler der Vorperiode kaum reagiert. Sind schließlich beide Koeffizienten Null, so ist die Kurzfrisdynamik unabhängig von der langfristigen Dynamik. In diesem Fall gibt es keine Fehlerkorrekturdarstellung, Konsum und Einkommen sind nicht kointegriert und das Modell geht in ein traditionelles VAR-Modell in ersten Differenzen über.

Wenn zumindest einer der beiden Parameter γ_1 bzw. γ_2 von Null verschieden ist, so reagiert umgekehrt wenigstens eine der beiden Variablen auf der linken Gleichungsseite auf die Vorperioden-Abweichung vom langfristigen Gleichgewicht. Die einfache Schätzung eines VAR-Modells in ersten Differenzen wäre in diesem Fall offensichtlich falsch, weil es eine Fehlerkorrekturdarstellung gibt. Die Nichtberücksichtigung der Langfristbeziehung $C_{t-1} - \eta Y_{t-1}$ würde einen Spezifikationsfehler bedeuten.

ge wird in den nächsten 6 Monaten in konjunktureller Hinsicht – also unter Ausschaltung rein saisonaler Schwankungen oder unterschiedlicher Monatslängen – eher günstiger (+), etwa gleich bleiben (=) oder eher ungünstiger (-)«. Bei dieser Frage bleibt sogar offen, was unter dem Begriff »Geschäftslage« konkret zu verstehen ist (z.B. erwarteter Umsatz, zukünftige Produktion, voraussichtliche Gewinnsituation usw.). Da Urteile und Erwartungen im Allgemeinen Auslöser für unternehmerische Handlungen sind, eignen sich derartige Ten-

denzfragen besonders gut als Frühindikatoren, wobei allerdings die entsprechenden Referenzreihen aus der amtlichen Statistik – in einem der eigentlichen Konjunkturprognose vorgelagerten Schritt – erst zu identifizieren sind. Ein national und international besonders beachteter qualitativer Frühindikator für die Wirtschaftsentwicklung in Deutschland ist z.B. das *ifo Geschäftsklima*, das als Mittelwert aus den Salden der aktuellen Geschäftslagebeurteilung und der Geschäftserwartungen für die nächsten sechs Monate berechnet wird.

Es wird seit 1972 regelmäßig vom ifo Institut veröffentlicht. Gegenüber der Konjunkturkomponente des Produktionsindex im Verarbeitenden Gewerbe hat das ifo Geschäftsklima einen durchschnittlichen Vorlauf von zwei Monaten (vgl. Kasten 6).

Der Vorteil qualitativer Indikatoren für die Kurzfristprognose besteht naturgemäß in der besonders raschen Verfügbarkeit (bei ifo Konjunkturtestdaten bereits in der vierten Woche des laufenden Monats). Daher können gleichlaufende qualitative Indikatoren dazu verwendet werden, bereits vor dem Er-

scheinen der amtlichen Statistik Vorstellungen zumindest über die Entwicklungsrichtung, in gewissem Ausmaß aber auch über die Intensität der Änderungen zu gewinnen. Im Falle echter Frühindikatoren lassen sich entsprechende Hinweise auf die voraussichtliche Veränderung der amtlichen Statistik in den folgenden Monaten gewinnen. Dies gilt besonders für Befragungsdaten, die sich auf Erwartungen und Pläne von Unternehmen beziehen. Weiterhin ist vorteilhaft, dass qualitative Konjunkturindikatoren – bis auf allfällige Änderungen von Ergebnissen in saisonbereinigter Form infolge eines verlängerten Stützzeitraums – keinen späteren Korrekturen unterliegen. Im Durchschnitt zeigen sie ein stabileres Verhalten über die konjunkturellen Auf- und Abschwungsphasen hinweg, d.h. saisonale und zufällige Einflüsse wirken sich weniger stark aus als bei Indikatoren der amtlichen Statistik. Insbesondere in Urteilsreihen aus dem ifo Konjunkturtest haben kurzfristige nichtkonjunkturelle Schwankungen einen geringeren Anteil an der Gesamtstreuung als in den meisten quantitativen Reihen (vgl. Lindlbauer 1995, S. 76). Zudem enthalten qualitative Indikatoren in aller Regel keinen Trend; sie zeigen also bis auf saisonale und Zufallseinflüsse die »reine« Konjunktur.

Nachteilig ist allerdings, dass der Vorlauf der meisten Indikatoren bei einem Befragungshorizont von bis zu sechs Monaten relativ kurz ist. Deshalb können qualitative (wie auch quantitative) Indikatoren konjunkturelle Wendepunkte überhaupt nur dann signalisieren, wenn diese nicht allzu weit entfernt sind. Probleme aus der zeitlich begrenzten Reichweite ergeben sich insbesondere an unteren konjunkturellen Wendepunkten, also bei Prognosen des beginnenden konjunkturellen Aufschwungs: Hier ist der Vorlauf zumeist deutlich geringer als an oberen Wende-

Kasten 6: ifo Geschäftsklima und Konjunkturkomponente der Produktion im Verarbeitenden Gewerbe

Der durchschnittliche Vorlauf eines konjunkturellen Frühindikators gegenüber einer Referenzreihe wird üblicherweise anhand von Korrelogrammen geprüft. Hierbei wird der Frühindikator auf der Zeitachse sukzessive verschoben, und die Korrelation zwischen dem verschobenem Frühindikator und der Referenzreihe jedes Mal neu berechnet. Wird z.B. festgestellt, dass die Korrelation (gemessen am Korrelationskoeffizienten) zwischen den beiden Reihen dann am größten ist, wenn der Zeitindex t des Frühindikators um zwei Perioden vermindert wird, dann beträgt der mittlere Vorlauf des Indikators zwei Perioden.

Das ifo Geschäftsklima ist das geometrische Mittel aus den *Salden* der aktuellen Geschäftslagebeurteilung und der Geschäftserwartungen für die nächsten sechs Monate.¹⁷ Aus theoretischen Gründen ist zu erwarten, dass die Vorlaufeigenschaften der beiden originären Indikatoren Geschäftslage und Geschäftserwartungen bzw. das daraus abgeleitete ifo Geschäftsklima gegenüber der Konjunkturkomponente (Trendabweichung) des Produktionsindex des Verarbeitenden Gewerbes¹⁸ jeweils unterschiedlich sind. Eine Korrelogrammanalyse für den Zeitraum Januar 1991 bis November 2002 bestätigt diese Vermutung; so beträgt der durchschnittliche Vorlauf der Geschäftserwartungen gegenüber der Trendabweichung der Produktion sechs Monate, die Beurteilung der Geschäftslage ist koinzident und das ifo Geschäftsklima schließlich hat einen Vorlauf von zwei Monaten (vgl. Abb. 2).

In der Prognosepraxis wird naturgemäß nicht nur das ifo Geschäftsklima (oder seine beiden Komponenten Geschäftslage bzw. Geschäftserwartungen) zur Quantifizierung der Produktion im Verarbeitenden Gewerbe genutzt. So ist zu erwarten, dass auch vergangene Werte der Produktion Informationen enthalten, die prognostisch nutzbar sind. Folgt man einem derartigen autoregressiven Ansatz zur Abschätzung der Konjunkturkomponente der Produktion, so ist zu fragen, ob die drei Indikatoren Geschäftslage, Geschäftserwartungen und Geschäftsklima in statistisch signifikantem Ausmaß zusätzliche Informationen enthalten, die über das hinausgehen, was durch die verzögerten Werte der Produktion bereits erklärt wird.

Um dies zu testen, werden verschiedene Modelle zur Bestimmung der Konjunkturkomponente der Produktion (P) geschätzt. Konkret wird ein univariater autoregressiver Ansatz benützt, der um jeweils einen der drei ifo Klimaindikatoren (und möglicherweise um dessen eigene verzögerte Werte) erweitert wird. Das Akaike (1969, 1970) Final-Prediction-Error-Kriterium (FPE-Kriterium) wird herangezogen, um die geeignete Spezifikation für die verzögerte abhängige Variable und den jeweiligen Klimaindikator auszuwählen. Gleichung (6.1) zeigt das Ergebnis für den Saldo der Geschäftslage (GL) (Standardabweichungen in Klammern):

¹⁷ Formal ergibt sich das ifo Geschäftsklima GK aus der Beziehung

$$GK = \sqrt{(GL + 200)(GE + 200)} - 200,$$

wobei GL den Saldo aus den positiven und negativen Meldungen zur aktuellen Geschäftslage bezeichnet und GE den Saldo aus den positiven und negativen Meldungen zu den Geschäftsaussichten in den nächsten sechs Monaten. Zur Vermeidung von negativen Werten im Wurzelterm werden die beiden Variablen GL und GE jeweils um die Konstante 200 erhöht.

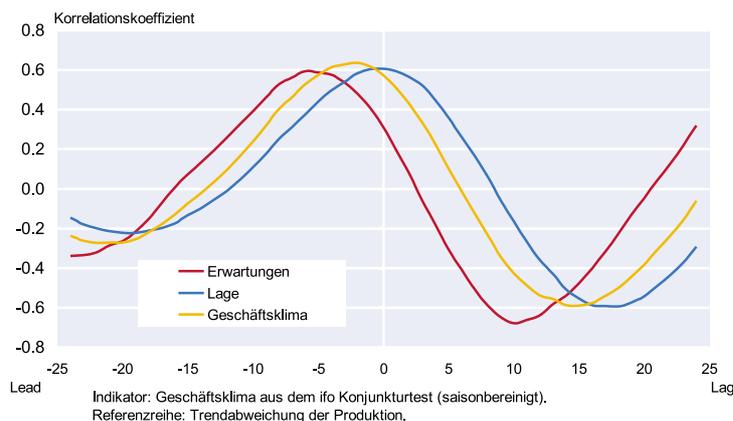
¹⁸ Für die Berechnung der Konjunkturkomponente wurde zunächst die saison- und kalenderbereinigte Produktion im Verarbeitenden Gewerbe (in Logarithmen) mit einem Hodrick-Prescott-Filter ($\lambda = 14\,400$) trendbereinigt. Die Trendabweichung wurde dann anhand der Differenzen der logarithmierten saison- und kalenderbereinigten Reihe und der Trendreihe berechnet.

Fortsetzung Kasten 6:

Abb. 2

ifo Geschäftsklima und Komponenten

Berechnungen des mittleren Vorlaufs in Monaten im Zeitraum Januar 1991 bis November 2002



$$(6.1) \quad P_t = 0,185 + 0,497 P_{t-1} + 0,197 P_{t-2} + 0,024 GL_t$$

(0,115) (0,084) (0,082) (0,007) $R^2 = 0,674$

Nach dem FPE-Kriterium ist der unverzögerte Wert der Geschäftslage (GL_t) optimal. Gleichung (6.2) zeigt das Ergebnis für den Saldo der Geschäftserwartungen (GE):

$$(6.2) \quad P_t = 0,031 + 0,505 P_{t-1} + 0,214 P_{t-2} + 0,032 GE_{t-4}$$

(0,103) (0,084) (0,081) (0,009) $R^2 = 0,674$

Nach dem FPE-Kriterium ist diesmal der um 4 Monate verzögerte Wert der Geschäftserwartungen (GE_{t-4}) optimal. Gleichung (6.3) zeigt schließlich das Ergebnis für den Saldo des Geschäftsklimas (GK):

$$(6.3) \quad P_t = 0,161 + 0,471 P_{t-1} + 0,214 P_{t-2} + 0,037 GK_{t-1}$$

(0,108) (0,084) (0,080) (0,009) $R^2 = 0,686$

Hier ist nach dem FPE-Kriterium der um 1 Monat verzögerte Wert des ifo Geschäftsklimas optimal. Die Ergebnisse machen klar, dass gemäß dem FPE-Kriterium von Akaike in allen drei Fällen die Indikatoren aus dem ifo Konjunkturtest in den univariaten autoregressiven Schätzansatz zusätzlich einbezogen werden sollten, da sie offensichtlich Informationen enthalten, die in den verzögerten Werten der abhängigen Variablen nicht enthalten sind. Zudem gehen die Geschäftserwartungen – wie es nach der Korrelogrammanalyse zu erwarten war – mit dem größten Lag in die Regressionsgleichung ein, während die Geschäftslage unverzögert enthalten ist. Schließlich nimmt das Bestimmtheitsmaß (R^2) – das gleich dem Anteil der erklärten Varianz an der Gesamtvarianz der abhängigen Variablenwerte ist – für das ifo Geschäftsklima den höchsten Wert an. Offenbar ist der prognostische Gehalt der beiden Teilindikatoren Geschäftslage bzw. Geschäftserwartungen größer, wenn sie in einem Gesamtindikator wie dem ifo Geschäftsklima zusammengefasst werden.

punkten, d.h. beim beginnenden Abschwung. Qualitative Frühindikatoren, die für Deutschland untere konjunkturelle Wendepunkte vergleichsweise zuverlässig angekündigt haben, sind die Exporterwartungen für die nächsten drei Monate, die Beurteilung der Fertigwarenlager und die Geschäftserwartungen für die nächsten sechs Monate. Gute Frühindikatoren für obere Wendepunkte sind die Urteile über

den Auftragsbestand, das Fertigwarenlagerurteil und die Beurteilung der augenblicklichen Geschäftslage (alle genannten Indikatoren stammen aus dem ifo Konjunkturtest) (vgl. Nerb 1995, S. 324).

Es ist wenig sinnvoll, für verschiedene Länder einheitliche Indikatoren bestimmen zu wollen. Außerdem muss darauf hingewiesen werden, dass auch aus Unternehmens- und Verbraucherbefragungen gewonnene Konjunkturindikatoren – trotz der im langfristigen Durchschnitt oftmals größeren Stabilität – kurzfristig sensibel reagieren können. Einzelne Monatsergebnisse können durch unsystematische Zufallseinflüsse (u.a. saisonunübliche Witterung, Streiks, wechselndes Meldeverhalten der Befragungsteilnehmer, besondere wirtschaftspolitische bzw. weltpolitische Ereignisse) nach oben oder nach unten verzerrt sein. Besser abgesicherte Prognosen lassen sich deshalb erst nach Vorliegen von mindestens zwei Monatsergebnissen machen, was freilich einen entsprechenden Aktualitätsverlust bedeutet. Schließlich können zum Prognosezeitpunkt verschiedene (quantitative wie qualitative) Indikatoren unterschiedliche Signale über den weiteren Konjunkturverlauf geben. In derartigen Situationen bleibt es letztlich der persönlichen Erfahrung überlassen, welches aktuelle Gewicht den einzelnen Indikatoren beigemessen wird, sofern nicht durch geeignete Aggregation der Einzelindikatoren ein Gesamtindikator vorliegt, dessen Konjunktursignal eindeutiger ist.

Das iterativ-analytische Verfahren

Der iterativ-analytische Ansatz ist das umfassendste und flexibelste Prognoseverfahren. Noch mehr als ökonometrische Strukturmodelle basiert dieser Ansatz auf detaillierten Annahmen über exogene Variable und Politikparameter, die ihrerseits zumeist auf vorgelagerten prognostischen Überlegungen beruhen, in manchen Fällen jedoch lediglich Setzungen sind (Randbedingungen der Prognose). Iterativ-analytische Schätzungen

sind damit immer »bedingte« Prognosen.¹⁹

¹⁹ Welche Variable aus der eigentlichen Konjunkturprognose heraus erklärt und welche Variablen als Randbedingungen gesetzt werden, kann nicht definitiv, sondern allein im Hinblick auf die jeweilige Problemstellung entschieden werden. Die Aussagekraft einer Konjunkturprognose hängt davon ab, inwieweit zentrale Variable durch die eigentliche Prognose erklärt oder lediglich in den Annahmen enthalten sind (vgl. Weichardt 1982, S. 11).

Zu den wichtigsten Annahmen, die bei der Prognose der deutschen Konjunktur regelmäßig gemacht werden, zählen die Entwicklung von Weltkonjunktur, Welthandel, Rohstoffpreisen und Wechselkursen. Hinzu kommen Annahmen über den erwarteten Kurs der Geld-, Fiskal- und Lohnpolitik. Hierzu gehören konkret die voraussichtliche Höhe der Leitzinsen sowie der kurz- und langfristigen Zinsen in der Europäischen Währungsunion und die absehbare Entwicklung von Tariflöhnen und Steuersätzen, Sozialbeiträgen sowie staatlich administrierten Preisen. Diese Annahmen können sich zum Teil auf bereits bekannte Tatsachen (z.B. bereits beschlossene Erhöhungen von Sozialabgaben oder indirekten Steuern, Lohnerhöhungen aus früheren Tarifrunden) stützen, überwiegend beruhen sie jedoch auf eigenen prognostischen Überlegungen.²⁰ Zu den weiteren Randbedingungen der Prognose, die normalerweise nicht explizit ausgeführt werden, zählen Einflussgrößen wie das allgemeine politische Umfeld, die meteorologischen Bedingungen oder die Entwicklung an den internationalen Finanz- und Devisenmärkten. Radikale Änderungen dieser Faktoren (exogene Schocks) können unkalkulierbare Strukturbrüche im Verhalten von Wirtschaftssubjekten und Wirtschaftspolitik bewirken. Deshalb wird in aller Regel von Konstanz bzw. von Normalentwicklung ausgegangen, d.h. es wird die Abwesenheit von exogenen Schocks postuliert (*Status-quo-Hypothese*).

Vor dem Beginn der eigentlichen Prognose wird beim iterativ-analytischen Verfahren versucht, den Standort im Konjunkturzyklus zu bestimmen. Hierzu werden die neuesten amtlichen Daten und Befragungsergebnisse interpretiert und auf die jeweils aktuellen Konjunkturkräfte hin analysiert (*Konjunkturdiagnose*).²¹ Insbesondere wird gefragt, ob die jeweiligen Faktoren im Prognosezeitraum fortbestehen, sich verstärken oder abschwächen. Hinzu kommt die Suche nach neuen Kräften, die sich endogen aus dem Zyklus heraus ergeben oder von außen auf die Wirtschaft einwirken können. Insbesondere werden die neuralgischen Punkte für die jeweilige Prognose herausgearbeitet. Die Untersuchungsschwerpunkte wechseln dabei von Prognose zu Prognose.

²⁰ Dabei ist insbesondere auf die innere Konsistenz der Annahmen zu achten: So muss eine Annahme über den Euro-Wechselkurs gegenüber dem US-Dollar u.a. harmonisieren mit den Annahmen über den Kurs der Geldpolitik in den USA und in der Europäischen Währungsunion. Auch sind die jeweiligen Staats- und Leistungsbilanzdefizite zu berücksichtigen.

²¹ Hierzu ein Beispiel: So muss am aktuellen Randm geprüft werden, ob eine signifikante Erhöhung der Vorratsinvestitionen, die sich in den jüngsten VGR-Ergebnissen finden mag, ein Indiz für eine konjunkturelle Besserung ist (wenn z.B. die Unternehmen in Erwartung steigender Umsätze ihre Rohstofflager aufstocken) oder aber für eine Verschlechterung (wenn aufgrund sinkender Umsätze die Fertigwarenlager ansteigen, so dass eine Einschränkung der Produktion zu erwarten ist) oder ob sich dahinter lediglich ein statistisches Messproblem verbirgt. Letzteres wäre dann der Fall, wenn z.B. das Statistische Bundesamt aufgelaufene Differenzen zwischen der Entstehungs- und Verwendungsseite des BIP bei der ersten vorläufigen Schätzung mangels näherer Information der Lagerveränderung zuordnet und sie erst später bei mehr Information als Konsum, Investition oder Export verbucht.

An die Analyse der aktuellen Konjunkturkräfte schließt sich die eigentliche Prognosearbeit an. Abweichend vom Proceedere in ökonometrischen Strukturmodellen werden beim iterativ-analytischen Verfahren die volkswirtschaftlichen Kerngrößen nicht simultan bestimmt, sondern zunächst unabhängig voneinander geschätzt. Bei diesem ersten Prognoseschritt können sowohl indikatorgestützte als auch ökonometrische Verfahren für die Einzelschätzungen der BIP-Komponenten, des Arbeitsmarkts und des Staatskontos zur Anwendung gelangen. Hinzu kommen nichtformalisierte, auf der persönlichen Kenntnis des gegenwärtigen und des vergangenen Wirtschaftsgeschehens beruhende Ansätze (intuitive Prognoseverfahren). Sie basieren auf dem theoretischen Wissen und auf der Erfahrung des Prognostikers, insbesondere auf der Kenntnis der durchschnittlichen Streuung der zu prognostizierenden Variablen in der Vergangenheit sowie der singulären Anpassungsreaktionen bei exogenen historischen Schocks. Des Weiteren werden Analogien aus früheren vergleichbaren Konjunkturphasen herangezogen (stylized facts), hinzu kommen Trendextrapolationen von Einzelvariablen und autoregressive Ansätze. Schließlich gibt es institutionell prädestinierte Schätzansätze. Diese werden u.a. bei der Prognose der staatlich geleisteten Transfers an die privaten Haushalte (Geldleistungen der Sozialversicherung, Geldleistungen für die Kindererziehung, Sozialhilfe usw.) verwendet oder bei der Prognose der Arbeitseinkommen (z.B. tarifvertraglich vereinbarte Lohnerhöhungen oder spezielle Arbeitszeitregelungen in einzelnen Wirtschaftsbereichen).

In einem zweiten Schritt werden die Einzelschätzungen der BIP-Komponenten mit Hilfe des Kontensystems der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen zusammengefügt. In einem mehrstufigen (iterativen) Prozess werden die Teilprognosen des BIP, des Arbeitsmarkts und des Staatskontos auf ihre ökonomische Konsistenz geprüft und solange geändert (»rundgerechnet«), bis sich ein widerspruchsfreies Bild ergibt, dem die größte subjektive Wahrscheinlichkeit beigemessen wird. Bei der Überprüfung macht man sich vor allem die saldenmechanischen Zusammenhänge der VGR zunutze. Zur Absicherung und Überprüfung der iterativ-analytischen Prognoseergebnisse können zusätzlich auch ökonometrische Strukturmodelle verwendet werden. Weicht eine analytische Prognose – bei gleich gesetzten exogenen Variablen und Politikparametern – gravierend vom Modellergebnis ab, so kann dies auf Prognosefehler hindeuten. Strukturmodelle sind damit ein wichtiges Instrument zur Konsistenzprüfung von iterativ-analytischen Schätzergebnissen. Letztere können – vice versa – natürlich auch zur Überprüfung der Spezifikation eines Strukturmodells herangezogen werden.

Der besondere Vorteil des iterativ-analytischen Verfahrens besteht darin, dass das gesamte verfügbare qualitative wie quantitative Datenmaterial verwendet werden kann. Neue Informationen am aktuellen Rand lassen sich jederzeit mü-

helos einbauen. Es gibt keine Begrenzung der Variablenzahl. Aufgrund der Mehrstufigkeit des Verfahrens können die Teilprognosen von Bereichsspezialisten erstellt werden, die auf ihrem jeweiligen Arbeitsgebiet über ein großes Detailwissen verfügen. Der Schätzansatz bietet eine besondere Flexibilität, sich auf die jeweils wichtigsten neuralgischen Punkte der Konjunktur am aktuellen Rand und im eigentlichen Prognosezeitraum zu konzentrieren. Besondere Vorteile ergeben sich auch bei der Berücksichtigung von Statistikmängeln oder bei der Einbeziehung von wirtschaftlichen Sonderereignissen (exogene Schocks, Vorzieh- und Nachholeffekte, Großprojekte). Wie die Erfahrungen mit den Prognosen für die deutsche Wirtschaft nach der Wiedervereinigung zeigen, können selbst Transformationsprozesse, die ja von großen Strukturbrüchen gekennzeichnet sind, in gewissen Grenzen berücksichtigt werden. Schließlich können für iterativ-analytische Teilprognosen (insbesondere für die Verwendungskomponenten des realen BIP) bei Bedarf auch spezielle ökonomische Schätzgleichungen, zeitreihenanalytische Verfahren oder Indikatoransätze herangezogen werden, was eine Brücke zu den anderen Prognosemethoden schlägt. Nachteilig ist allerdings, dass die Komplexität des Verfahrens die Konsistenz der einzelnen Teilschätzungen gefährden kann. Außerdem sind iterativ-analytische Prognosen aufgrund des angewandten Methodenpluralismus intersubjektiv immer nur begrenzt nachvollziehbar.

Die ifo Konjunkturprognose

Die übliche ifo Konjunkturprognose für Deutschland hat einen Prognosehorizont von bis zu zwei Jahren und basiert auf dem iterativ-analytischen Verfahren, in das ökonomische Schätzungen einzelner BIP-Komponenten integriert sind. Für die wichtige Analyse und Diagnose der konjunkturellen Situation am aktuellen Rand, die naturgemäß die Ausgangsbasis für die Konjunktur im Prognosezeitraum bildet und auf die im ifo Institut besonderes Augenmerk gelegt wird, werden in der Regel VAR gestützte Indikatoransätze herangezogen. Diese basieren primär auf eigenen Befragungsergebnissen und Monatsdaten der Bundesstatistik (vgl. Übersicht). Für ergänzende Kontrollrechnungen und Politiksimulationen wird derzeit ein internationales ökonomisches Strukturmodell verwendet, das die wichtigsten westlichen Industrieländer abbildet und über die Außenhandelsverflechtungen miteinander verknüpft (Oxford Economic Forecasting-Modell). Mit dem Modell werden vorrangig auch die Auswirkungen von internationalen Ereignissen auf die Entwicklung der Weltwirtschaft und der deutschen Wirtschaft abgegriffen, wobei selbstverständlich auch die Ergebnisse des ifo World Economic Survey (WES) Berücksichtigung finden.

In der Rechenpraxis wird vom ifo Institut eine Vielzahl von Variablen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen und an-

derer amtlicher Statistiken (z. B. Spezialhandelsstatistik, Verbraucherpreisstatistik, Arbeitsmarkt- und Tariflohnstatistik, Abrechnungsergebnisse der Sozialversicherungsträger usw.) vorausgeschätzt. Die Teilprognosen, die bis auf das Staatskonto auf vierteljährlicher, oftmals sogar auf monatlicher Basis erstellt werden, werden mit Hilfe des Tabellensystems der VGR zusammengefasst und für die Veröffentlichung auf Halbjahres- bzw. Jahreswerte umgerechnet. Besonders wichtige Kennzahlen werden für West- und Ostdeutschland getrennt prognostiziert; die Werte für Gesamtdeutschland ergeben sich in derartigen Fällen nachrichtlich.

Das reale Bruttoinlandsprodukt wird zunächst getrennt aus den einzelnen Komponenten der Entstehungs- und Verwendungsseite geschätzt. Die *Entstehungsseite* des BIP folgt aus der prognostizierten Entwicklung der amtlichen Produktionsindizes (aus den Bereichen Bergbau, Energie, Verarbeitendes Gewerbe und Bau) bzw. den produzierten Mengen landwirtschaftlicher Güter, aus den voraussichtlichen Umsätzen von Groß- und Einzelhandel sowie aus der erwarteten Produktion im Dienstleistungssektor und beim Staat (unter Einrechnung der Wertschöpfung der privaten Haushalte und Organisationen ohne Erwerbszweck). Die Produktion in den beiden letztgenannten Sektoren wird global über die voraussichtliche Entwicklung der Arbeitsproduktivität und der Zahl der Beschäftigten quantifiziert. Die *Verwendungsseite* des BIP wird disaggregiert geschätzt über eine Prognose der Inlandsnachfrage (Konsum, Anlageinvestitionen und Vorratsveränderungen) und des Außenbeitrags. Die Prognose der Anlageinvestitionen erfolgt wiederum getrennt nach Ausrüstungsinvestitionen, sonstigen Anlagen, gewerblichem und öffentlichem Bau sowie Wohnungsbau. Der Außenhandel wird über eine Schätzung der Waren- und Dienstleistungsströme zwischen In- und Ausland erfasst, wobei fallweise auch eine disaggregierte Quantifizierung des Warenhandels nach Ländern und Ländergruppen vorgenommen wird. Die *Verteilungsseite* des Bruttonationaleinkommens ergibt sich aus der Abschätzung der Lohn- und Gehaltsentwicklung (die wiederum von der erwarteten – bzw. in Teilbereichen bereits bekannten – Anhebung der Tarifverdienste und der Zahl der beschäftigten Inländer abhängt) und der Unternehmens- und Vermögenseinkommen. Letztere ergeben sich aus der Saldenmechanik der VGR residual, wobei neben dem nominalen BIP und den Arbeitnehmerentgelten (Bruttolöhne und -gehälter zuzüglich Sozialbeiträge der Arbeitgeber) der Saldo der Primäreinkommen aus der übrigen Welt, die Abschreibungen, die den wertbedingten Verschleiß der Produktion messen, und die Produktions- und Importabgaben abzüglich der Subventionen geschätzt werden.

Zusätzlich wird das Staatsbudget quantifiziert, das einmal vom nominalen Staatskonsum abhängt, d. h. von der Wertschöpfung der staatlich Bediensteten und von den Güterkäufen der Gebietskörperschaften und der Sozialversiche-

Übersicht
Ausgewählte Indikatoren für die ifo Kurzfristprognose

Volkswirtschaftliche Endnachfrage		Volkswirtschaftliches Angebot, Arbeitsmarkt und Preise	
ifo Indikatoren ¹	Andere Indikatoren	ifo Indikatoren ¹	Andere Indikatoren
<p>Privater Konsum</p> <p>In der Verbrauchs- und Gebrauchsgüterindustrie - Geschäftslage - Geschäftserwartungen</p> <p>Im Einzelhandel - Geschäftslage - Geschäftserwartungen - Lagerbeurteilung - Umsatzentwicklung</p> <p>Ausrüstungsinvestitionen</p> <p>In der Industrie - Geschäftslage - Geschäftserwartungen - Beurteilung der Auftragsbestände - Kapazitätsauslastung</p> <p>ifo Investitionstest</p> <p>Bauinvestitionen</p> <p>Im Bauhauptgewerbe - Geräteauslastung - Auftragsbestand - Geschäftslage - Geschäftserwartungen</p> <p>ifo Architektenumfrage</p> <p>Vorratsveränderungen</p> <p>Beurteilung der Fertigwarenbestände</p> <p>Exporte</p> <p>In der Industrie - Exporterwartungen - Wettbewerbsposition auf den Auslandsmärkten</p> <p>ifo World Economic Survey (WES)</p>	<p>Einzelhandelsumsätze</p> <p>Reiseausgaben im Ausland</p> <p>Kfz-Zulassungen</p> <p>Indikatorensystem Konsum- und Sparklima (GfK)</p> <p>Auftragseingang aus dem Inland bei den Investitionsgüterherstellern</p> <p>Inlandsumsatz der Investitionsgüterhersteller</p> <p>Auftragseingang im Maschinenbau (VDMA)</p> <p>Einfuhr von Investitionsgütern</p> <p>Auftragseingang im Bauhauptgewerbe</p> <p>Baugenehmigungen</p> <p>Hypothekenzusagen</p> <p>Wohnungsbauüberhang</p> <p>Importquote</p> <p>Auftragseingang aus dem Ausland</p> <p>Warenausfuhr (Spezialhandel)</p> <p>Dienstleistungsausfuhr (Zahlungsbilanzstatistik)</p> <p>Auslandsproduktion</p>	<p>Inländische Produktion</p> <p>Auftragseingang in der Industrie Auftragsbestand - in der Industrie - im Bauhauptgewerbe</p> <p>Produktion in der Industrie Bautätigkeit</p> <p>Produktionspläne in der Industrie</p> <p>Erwartete Bautätigkeit</p> <p>Kapazitätsauslastung - in der Industrie - im Bauhauptgewerbe</p> <p>Umsatzentwicklung im Handel</p> <p>ifo Konjunkturtest für DV-Dienstleistungen - Geschäftslage - Geschäftserwartungen</p> <p>Importe</p> <p>-</p> <p>Arbeitsmarkt</p> <p>Produktionsbehinderung durch Arbeitskräftemangel - in der Industrie - im Bauhauptgewerbe</p> <p>Beschäftigterwartungen - in der Industrie - im Bauhauptgewerbe - im Großhandel - im Einzelhandel</p> <p>Preise</p> <p>Preiserwartungen - in der Industrie - im Bauhauptgewerbe - im Großhandel - im Einzelhandel</p>	<p>Produktion im Produzierenden Gewerbe</p> <p>Produktion in der Landwirtschaft</p> <p>Umsätze im Gastgewerbe</p> <p>Umsätze im Großhandel</p> <p>Wareneinfuhr (Spezialhandel)</p> <p>Dienstleistungseinfuhr (Zahlungsbilanzstatistik)</p> <p>Beschäftigte - im Produzierenden Gewerbe - in anderen Sektoren</p> <p>Beschäftigte in Arbeitsmarktförderungsmaßnahmen</p> <p>Arbeitslose</p> <p>Offene Stellen</p> <p>Vermittlungen</p> <p>Kurzarbeiter</p> <p>Rohstoffpreise</p> <p>Preise im Außenhandel</p> <p>Erzeugerpreise im Inland</p> <p>Baupreise</p> <p>Lebenshaltungspreise</p>

1) Aus dem ifo Konjunkturtest, sofern nicht anders vermerkt.

Quelle: ifo Institut.

zung. Außerdem sind die zukünftigen Einnahmen an direkten und indirekten Steuern sowie die Transferzahlungen des Staates detailliert abzugreifen. Schließlich wird die voraussichtliche Arbeitsmarktentwicklung in Abstimmung mit der erwarteten Konjunktur in den wichtigsten Wirtschaftssektoren prognostiziert. Die Gesamtzahl der Beschäftigten hängt ab von der Entwicklung des realen BIP und der erwarteten Veränderung der Arbeitsproduktivität, die Zahl der Arbeitslosen folgt aus der Differenz von Arbeitsangebot und der Zahl der Erwerbstätigen (abhängig Beschäftigte und Selbständige). Insbesondere gilt es den zum Prognosezeitpunkt bereits bekannten arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen Rechnung zu tragen, die erfahrungsgemäß in nicht unerheblichem Maße auf die Arbeitsmarktentwicklung einwirken können. Zusätzlich ist die Veränderung der Stillen Reserve abzuschätzen.

Die Schätzung der Verwendungsseite des BIP erfolgt in jeweiligen und konstanten Preisen; die Entstehungsseite wird dagegen nur real prognostiziert. Die Verteilung des Bruttonationaleinkommens, die sich zum Teil residual ergibt, wird aufgrund des fehlenden Mengengerüsts lediglich in laufenden Preisen ausgewiesen. Die Überprüfung der Prognose auf ökonomische Konsistenz erfolgt in mehreren Schritten: Die Produktionsschätzungen, wie sie sich aus dem VGR-Rahmen ergeben, werden in der Regel durch spezifische Branchenprognosen (wichtige Industriesparten und Handel) abgeglichen, deren Bausteine nicht zuletzt wieder aus ifo Konjunkturumfragen genommen werden. Der iterativ-analytischen Top-Down-Prognose wird also eine sektorale Bottom-up-Prognose gegenübergestellt. Eine zweite Kontrolle der Entstehungsseite erfolgt dadurch, dass die Teilergebnisse für einzelne Wirtschaftsbereiche mit den Prognosen für verwandte Nachfragekategorien abgestimmt werden (so Einzelhandel mit privatem Konsum oder Bauproduktion mit Bauinvestitionen). Die Prognose des realen privaten Konsums wird insbesondere überprüft durch einen Abgleich mit den verfügbaren Einkommen (Bruttolöhne und -gehälter nach Abzug von Lohnsteuer und Sozialversicherungsbeiträgen der Arbeitnehmer, Saldo der übertragenen Einkommen und verteilte Betriebsüberschüsse und Selbständigeneinkommen einschließlich der Vermögenseinkommen) unter Berücksichtigung der Sparquote (Ersparnis in % des verfügbaren Einkommens einschließlich der Zunahme betrieblicher Versorgungsansprüche) und der Verbraucherpreisentwicklung. Die Prognose der Waren- und Dienstleistungsimporte wird anhand der Importelastizität überprüft, die sich implizit aus der BIP-Prognose ergibt. Auch ein Konsistenzcheck der Schätzungen von Einkommensverwendung und -verteilung wird gemacht, indem z.B. die Entwicklung der Ausrüstungsinvestitionen mit der erwarteten Veränderung der Gewinne verglichen wird. In einem mehrstufigen Prozess werden die einzelnen Teilprognosen auf Konsistenz solange geprüft und immer wieder geändert, bis sich ein ökonomisch widerspruchsfreies Bild ergibt. In der

letzten Iterationsrunde werden Feinabstimmungen primär nur noch bei den Vorratsinvestitionen und den Unternehmens- und Vermögenseinkommen vorgenommen, weil diese Aggregate selbst ex-post von der amtlichen Statistik lediglich mit größeren Schätzungenauigkeiten ermittelt werden können.

Summa Summarum

Letztlich basieren alle vorgestellten Prognosemethoden auf der systematischen, theoriegestützten Fortschreibung der durchschnittlichen Entwicklung der Vergangenheit in die Zukunft. Der Schätzfehler wird dann minimal sein, wenn das vorhandene Wissen des Prognostikers über die Gegenwart (Diagnose der gegenwärtigen konjunkturellen Situation) möglichst umfassend ist, die im Schätzzeitraum geltenden Rahmenbedingungen hinreichend gut getroffen werden (was die Abwesenheit von Strukturbrüchen oder internationalen Krisen beinhaltet) und die zugrunde gelegten wirtschaftstheoretischen Paradigma angemessen sind. Letzterer Punkt verdient besondere Aufmerksamkeit: Anders als in vielen Naturwissenschaften besteht in den Wirtschaftswissenschaften nahezu keine Möglichkeit, Erkenntnisse über den Zusammenhang zwischen erklärenden und zu erklärenden Variablen in kontrollierten Experimenten zu gewinnen. Volkswirtschaftliche Theorien sind daher lediglich orts- und zeitgebundene Quasi-Gesetze. Sie gelten umso gesicherter, je mehr Widerlegungsversuche sie überstanden haben. Gleichwohl bleibt aber immer eine mehr oder weniger ausgeprägte Unsicherheit über die Gültigkeit der für die Prognose herangezogenen Gesetzmäßigkeiten bestehen.

Konjunkturprognosen lassen sich damit als theoriegestützte »Wenn-Dann«-Aussagen auffassen, denen im Zeitpunkt der Erstellung die größte subjektive Eintrittswahrscheinlichkeit zugebilligt wird.²² Ändern sich wichtige Rahmendaten, so sind Prognoserevisionen und auch Prognosefehler geradezu zwangsläufig. Für Konjunkturprognosen besteht das Dilemma oftmals darin, dass in wirtschaftlich turbulenten Zeiten, in denen die Nachfrage nach Prognosen naturgemäß besonders groß ist, die Produktionsbedingungen für wissenschaftliche Prognosen besonders schlecht sind (vgl. Borchardt 1979, S. 8).

Nicht von der Hand zu weisen ist dabei die Gefahr, dass Prognosen nach ihrer Veröffentlichung durch entsprechende Reaktionen seitens der Marktakteure oder der Wirtschaftspolitik Verstärkungs- oder Abschwächungseffekte (»Feedback-Effekte«) bis hin zur Selbstzerstörung bzw. Selbster-

²² Der deutsche Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (SVR) stellt hierzu fest: Die Prognose »ist eine Projektion, der wir zwar eine größere Wahrscheinlichkeit beimessen als allen anderen, aber sie braucht noch nicht einmal eine hohe Wahrscheinlichkeit zu besitzen.« SVR, Jahresgutachten 1964/65, TZ 217.

füllung hervorrufen. So kann im Falle einer Rezessionsprognose eine Tendenz zur Selbstverstärkung der konjunkturellen Prozesse dann ausgelöst werden, wenn sich Investoren und Verbraucher nach der Veröffentlichung der Prognose in ihren Entscheidungen besonders zurückhalten. Wird umgekehrt ein prognostizierter Konjunkturabschwung durch das Gegensteuern der Wirtschaftspolitik rechtzeitig abgewendet, so würde dadurch die ursprüngliche Einschätzung der Konjunktur zunichte gemacht (vgl. Oppenländer 2000, S. 429 ff.; Weichardt 1982, S. 19 ff.) Notwendig für das Auftreten derartiger Feedback-Effekte ist, dass eine hinreichend große Zahl von Marktakteuren die jeweiligen Prognosen kennt und ihnen Glauben schenkt. Angesichts der modernen Informationsgesellschaft könnten derartige Wirkungsmechanismen heute sogar häufiger als früher auftreten. Freilich sind Feedback-Prozesse angesichts der Länge von Entscheidungs- und Wirkungsverzögerungen umso weniger wahrscheinlich, je kürzer der Prognosezeitraum ist. Das Beharrungsvermögen der Verhaltensweisen von Wirtschaftsobjekten dürfte zudem auch heute noch beträchtlich groß sein. Gleichwohl: Da Rückkoppelungs-Effekte niemals ausgeschlossen werden können, kommt dem Prognostiker eine besonders große Verantwortung zu.

Bei der Interpretation von quantitativen Prognosen sollte stets im Auge behalten werden, dass die Veröffentlichung exakter Zahlen allein aus Gründen der Rechengenauigkeit und der arithmetischen Nachvollziehbarkeit erfolgt. Denn die zukünftige wirtschaftliche Entwicklung lässt sich aufgrund der vielfältigen Rahmenbedingungen und des ständigen Wandels, dem menschliches Verhalten unterliegt, nicht exakt ermitteln. Im Vergleich von prognostizierten Zahlen mit den veröffentlichten amtlichen Ist-Zahlen darf zudem nicht übersehen werden, dass sich die statistisch bekannte Ausgangslage zum Zeitpunkt einer Prognose in aller Regel anders darstellt, als sie später – oftmals nach deutlichen Korrekturen des amtlichen Datenmaterials – erscheint.

Schließlich sind Konjunkturprognosen – trotz aller Verfeinerungen und Weiterentwicklungen der Schätzverfahren – in den letzten beiden Jahrzehnten nicht leichter geworden. In besonderem Maße schlägt hier die Internationalisierung der Wirtschaft und die Globalisierung der Märkte mit ihren vielfältigen Rückwirkungen zu Buche. Außerdem gilt es dem Regimewechsel der Wirtschaftspolitik – Abkehr von nachfrageorientierten Maßnahmen, Hinwendung zu angebotspolitischen Maßnahmen – Rechnung zu tragen. Der konjunkturelle Primärimpuls staatlicher Ausgabenprogramme ist vergleichsweise leicht abzugreifen. Angebotspolitik zielt dagegen in ihrer kurzfristigen Wirkungsrichtung auf die Erwartungsbildung der Marktakteure ab, die naturgemäß schwer zu prognostizieren ist. Hier kommt den monatlichen Konjunkturumfragen besondere Bedeutung zu, da sie frühzeitig über Erwartungsänderungen der Marktteilnehmer Auskunft geben können.

Literatur

- Akaike, H. (1969), »Fitting Autoregressive Models for Prediction«, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics* 21, 243–247.
- Akaike, H. (1970), »Statistical Predictor Identification«, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics* 22, 203–217.
- Borchardt, K. (1979), »Produktions- und Verwertungsbedingungen von Langfristprognosen in historischer Perspektive«, *Allgemeines Statistisches Archiv* 63 (1), 1–25.
- Deutsche Bundesbank (1987), »Die Saisonbereinigung als Hilfsmittel der Wirtschaftsbeobachtung«, *Monatsberichte der Deutschen Bundesbank*, Oktober, 30–40.
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987), »Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing«, *Econometrica* 55, 251–276.
- Goldrian, G. (1996), »Probleme der Datenaufbereitung und Zeitreihenzerlegung«, in: G. Goldrian (Hrsg.), *Saisonbereinigung und Konjunkturanalyse, Beiträge zur quantitativen Wirtschaftsforschung*, Band 5, München: ifo Institut, 44–55.
- Kugler, P. (1996), »Empirische Makroökonomik«, in: J. von Hagen, A. Börsch-Supan und P.J.J. Welfens (Hrsg.), *Springers Handbuch der Volkswirtschaftslehre*, Heidelberg: Springer, 348–386.
- Lindlbauer, J.-D. (1995), »Ausgewählte Einzelindikatoren«, in: K.H. Oppenländer (Hrsg.), *Konjunkturindikatoren*, München, Wien, 70–83.
- Lucas, R.E. (1976), »Econometric Policy Evaluation: A Critique«, in: K. Brunner and A.H. Meltzer (Hrsg.), *The Phillips Curve and Labor Markets*, Vol. 1 of Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Amsterdam, 19–46.
- Nerb, G. (1995), »Aussagefähigkeit ausgewählter Indikatoren an konjunkturellen Wendepunkten«, in: K.H. Oppenländer (Hrsg.), *Konjunkturindikatoren*, München, Wien, 317–341.
- Naggl, W. (1999), *Konjunktur*, Frankfurt: Peter Lang.
- Nierhaus, W. (1998), »Praktische Methoden der Konjunkturprognose«, *ifo Schnelldienst* 51 (28), 7–19.
- Nierhaus, W. (1999), »Aus dem Instrumentenkasten der Konjunkturanalyse: Wachstumsraten im Vergleich«, *ifo Schnelldienst* 52 (27), 11–19.
- Oppenländer, K.H. (2000), *Empirische Wirtschaftsforschung als Grundlage für unternehmerisches und wirtschaftspolitisches Handeln*, Berlin: Duncker & Humblot.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, *Jahresgutachten* (1964/65).
- Sims, C.A. (1980), »Macroeconomics and Reality«, *Econometrica* 48, 1–49.
- Stock, J. (1987), »Asymptotic properties of least-squares estimators of cointegrating vectors«, *Econometrica* 55, 1035–1056.
- Vosgerau, H.-J. (1978), »Konjunkturtheorie«, in: *Handwörterbuch der Wirtschaftswissenschaften* Bd. 4, 478–507.
- Weichardt, R. (1982), *Zur Beurteilung von Konjunkturprognosen*, Tübingen: J.C.B. Mohr (Paul Siebeck).

Kai Carstensen, Steffen Henzel, Johannes Mayr und Klaus Wohlrabe

Die Einschätzung und Vorhersage der gesamtwirtschaftlichen Situation im laufenden und im folgenden Quartal ist eine der zentralen Aufgaben der Konjunkturprognose. Das ifo Institut stützt sich bei seiner Kurzfristprognose des Bruttoinlandsprodukts auf den dreistufigen IFOCAST-Ansatz. In der ersten Stufe werden monatlich verfügbare Indikatoren extrapoliert und auf Quartalsebene aggregiert. Besonderes Augenmerk gilt dabei der Industrieproduktion, die mit Hilfe disaggregierter ifo-Umfragedaten fortgeschrieben wird. In einem zweiten Schritt wird die Bruttowertschöpfung der einzelnen Wirtschaftsbereiche mit Hilfe von Brückengleichungen prognostiziert. Im Rahmen eines Kombinationsansatzes (*Pooling of Forecasts*) wird eine Vielzahl von Modellen kombiniert, um dem Aspekt der Modellunsicherheit Rechnung zu tragen. In einem dritten Schritt werden die Quartalsprognosen einzelner Wirtschaftsbereiche anhand der ökonomischen Gewichte zur Prognose des Bruttoinlandsprodukts aggregiert. Zusätzlich zu diesem mehrstufigen Standardverfahren werden in diesem Artikel *Mixed-Frequency-Modelle* und *Boosting-Algorithmen* vorgestellt, welche den Standardansatz im Probebetrieb ergänzen.

Im Prozess der Erstellung makroökonomischer Prognosen nehmen die Einschätzung des laufenden und die Vorhersage des folgenden Quartals eine zentrale Rolle ein. Die Bedeutung solcher Kurzfristprognosen basiert dabei auf zwei Aspekten. Zum einen ist die Diagnose der konjunkturellen Entwicklung unerlässlich, um die aktuelle Wirkung wirtschaftspolitischer Maßnahmen beurteilen zu können. Zum anderen bildet die Kurzfristprognose den Aufsattpunkt für mittel- und längerfristige Prognosen, die mit anderen Verfahren erstellt werden. Die unvollständige Verfügbarkeit sowie unterschiedliche Frequenz von wichtigen makroökonomischen Variablen und Indikatoren am aktuellen Rand machen dabei den Einsatz spezieller Prognosemethoden notwendig. Kurzfristprognosen erstrecken sich dabei nicht nur auf die unmittelbare Zukunft; auch die fundierte Beurteilung der aktuellen gesamtwirtschaftlichen Lage erfordert den Einsatz prognostischer Instrumente, da zentrale makroökonomische Größen wie das Bruttoinlandsprodukt nur mit erheblicher Verzögerung veröffentlicht werden. Die Schätzung dieser Größen für das laufende Quartal wird üblicherweise als Nowcast bezeichnet und stellt ein wesentliches Anwendungsgebiet von Methoden der Kurzfristprognose dar.

Ziel der ifo-Kurzfristprognose ist es deshalb, die gesamtwirtschaftliche Situation und die konjunkturelle Tendenz im aktuellen sowie im Folgequartal abzuschätzen. Anders als für darüber hinausgehen-

den Prognosehorizonte haben sich dafür Modelle bewährt, die allein auf schnell verfügbaren Frühindikatoren basieren. In diesem Beitrag konzentrieren wir uns auf die Kurzfristprognose der zentralen, in der Öffentlichkeit besonders beachteten Messgröße für die realwirtschaftliche Aktivität, nämlich auf das reale Bruttoinlandsprodukt (BIP). Die vorgestellten Methoden werden aber auch zur Abschätzung der kurzfristigen Entwicklung wichtiger anderer Variablen wie beispielsweise der Erwerbstätigkeit herangezogen.

Eine Kurzfristprognose muss vier zentrale Probleme lösen. Zum ersten liegen viele Indikatoren in Monatsfrequenz vor, während das Bruttoinlandsprodukt nur quartalsweise veröffentlicht wird. Daher müssen die aktuellen Monatsinformationen mit Hilfe statistischer Verfahren in ein Quartalsmodell integriert werden. Zum zweiten unterscheidet sich der Veröffentlichungsnachlauf von Indikator zu Indikator. So ist das ifo Geschäftsklima jeweils schon zum Monatsende bekannt, während die Zahlen zur Industrieproduktion mit einer Verzögerung von mehr als einem Monat vorgelegt werden. Zum dritten gibt es eine große Anzahl potentiell wichtiger Indikatoren, die zur Vorausschätzung des Bruttoinlandsprodukts herangezogen werden können. Die Herausforderung besteht darin, aus dieser Fülle von teilweise widersprüchlichen Informationen das »richtige« Signal herauszufiltern. Schließlich ist der Zusammenhang zwischen einem Indikator und der Zielgröße

unbekannt. Diese Modellunsicherheit ist in der Praxis von hoher Relevanz, weil schon kleine Änderungen in der Modellspezifikation zu deutlichen Abweichungen bei der Prognose führen können.

Im Folgenden wird zunächst der IFOCAST als Standardansatz des ifo Instituts zur Kurzfristprognose beschrieben. Dieser besteht im Wesentlichen aus drei Bausteinen: Im ersten Schritt wird eine große Anzahl von monatlich veröffentlichten Frühindikatoren fortgeschrieben und auf Quartalsebene aggregiert. Ein besonderes Augenmerk gilt hierbei der Industrieproduktion – der wichtigsten Prädiktorvariable der amtlichen Statistik für das Bruttoinlandsprodukt. Darauf aufbauend werden im zweiten Schritt Prognosen für die Quartalswachstumsraten der Bruttowertschöpfung der einzelnen, im Rahmen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) ausgewiesenen Wirtschaftsbereiche erstellt. Um der erheblichen Unsicherheit bei der Modellauswahl Rechnung zu tragen, wird dabei für jeden Wirtschaftsbereich eine Vielzahl sparsam spezifizierter Einzelmodelle, so genannter Brückengleichungen, zur Prognose herangezogen und durch Mittlung zu einer Punktprognose verdichtet. Schließlich wird die Bruttowertschöpfung der einzelnen Bereiche nach den Aggregationsvorschriften der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen zum Bruttoinlandsprodukt zusammengefasst. Die Vorgehensweise im

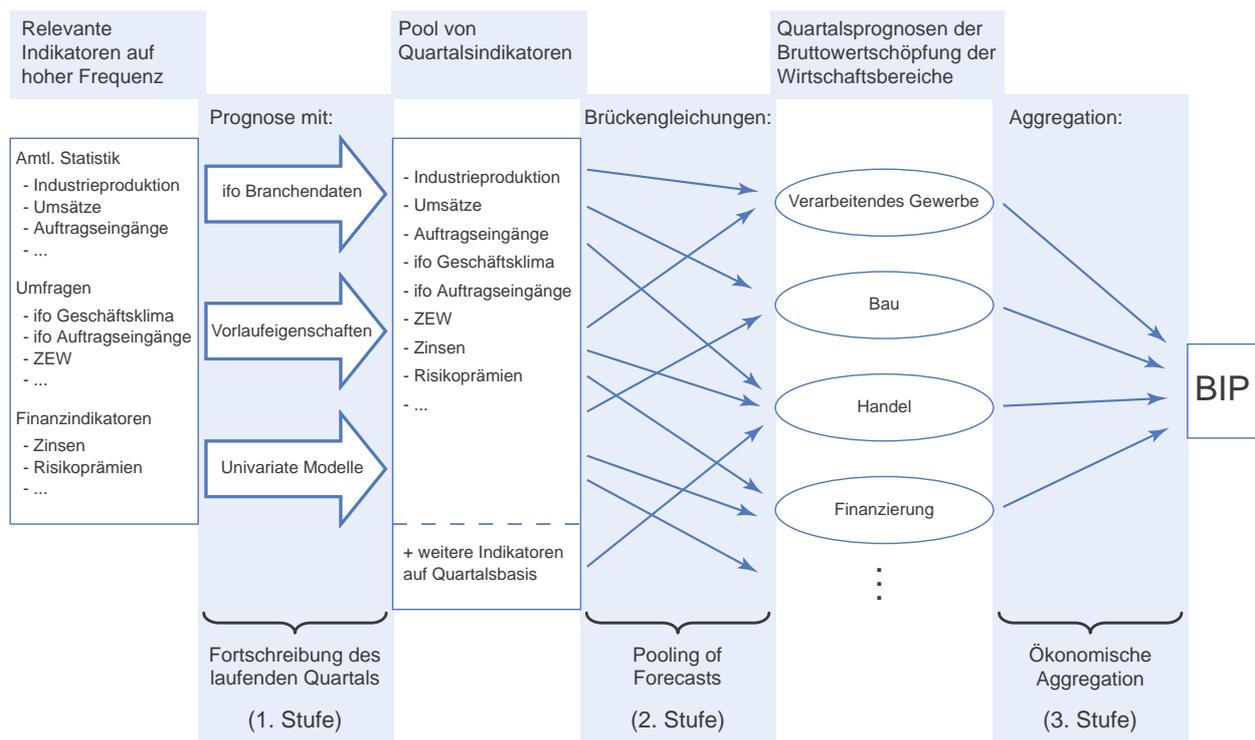
Rahmen von IFOCAST ist in Abbildung 1 schematisch dargestellt.

Im Anschluss an den ifo-Standardansatz werden neuere Verfahren zur Kurzfristprognose diskutiert, die derzeit neben dem ifo-Standardansatz betrachtet werden. Die neuen Verfahren erlauben aus theoretischer Sicht eine Effizienzsteigerung, weil sie vereinfachende Annahmen des Standardansatzes aufgeben. So sind Methoden gemischter Frequenzen in der Lage, monatlich und quartalsweise veröffentlichte Variablen in einem einheitlichen Modellrahmen zu integrieren. Ein weiterer aktuell diskutierter Ansatz ist das so genannte Boosting, das die Auswahl geeigneter Indikatoren und deren Verzögerungsstrukturen für eine einzelne Prognosegleichung verbessert, wenn viele Indikatoren zur Verfügung stehen. Da sich diese Verfahren im Prognosealltag allerdings noch bewähren müssen, dienen sie bislang nur zur Plausibilisierung der Ergebnisse des Standardansatzes.

IFOCAST: Der ifo-Standardansatz zur Kurzfristprognose

Die ifo-Kurzfristprognose der Wachstumsrate des Bruttoinlandsprodukts für das laufende und das folgende Quartal basiert auf einer Reihe von Frühindikatoren. Dabei wird un-

Abb. 1
Schematische Darstellung von IFOCAST



Quelle: Darstellung des ifo Instituts.

terschieden zwischen umfragebasierten Indikatoren, zu denen beispielsweise das ifo Geschäftsklima zählt, und Konjunkturindikatoren der amtlichen Statistik wie den Auftrags-eingängen und der Produktion im verarbeitenden Gewerbe. Allen Indikatoren ist gemeinsam, dass sie einem monatlichen Veröffentlichungsrhythmus folgen und erheblich früher bekannt gegeben werden als das Bruttoinlandsprodukt. Die Herausforderung besteht nun darin, eine adäquate Übersetzung der umfangreichen Monatsinformationen in eine Quartalsprognose zu liefern.

Der Standardansatz aggregiert im ersten Schritt die monatlichen Daten durch Mittelwertbildung zu Quartalsdaten. Dies ist dann problematisch, wenn für einen Indikator noch nicht alle drei Monatswerte eines Quartals bekannt sind. Die fehlenden Monate müssen dann zunächst mit Hilfe geeigneter Verfahren fortgeschrieben werden. Im zweiten Schritt werden diese in Quartalsmodellen zur Prognose der Bruttowertschöpfung der Wirtschaftsbereiche verwendet. Dies ist nicht auf Monatsebene möglich, da die üblichen Verfahren der Zeitreihenökometrie voraussetzen, dass sämtliche Variablen die gleiche Frequenz aufweisen, die Bruttowertschöpfung aber nur quartalsweise ausgewiesen wird. In einem dritten Schritt werden die Prognosen der einzelnen Wirtschaftsbereiche zur Prognose des Bruttoinlandsprodukts aggregiert.

Schritt 1: Fortschreibung und Aggregation der monatlichen Indikatoren

Die Fortschreibung der fehlenden Monatswerte der Frühindikatoren im aktuellen Quartal kann mit verschiedenen statistischen Methoden erfolgen. Am einfachsten ist die naive Fortschreibung des letzten bekannten Monatswerts. Bessere Ergebnisse sind zu erwarten, wenn jeder Indikator für sich mit Hilfe von univariaten Zeitreihenmodellen analysiert wird.¹ Dabei handelt es sich um Prognosemodelle, die das konjunkturelle Muster einer Zeitreihe extrahieren und für die fehlenden Monate fortschreiben, ohne externe Informationen oder Wechselwirkungen mit anderen Variablen zu berücksichtigen. Aufgrund ihrer Einfachheit, ihrer Robustheit und ihrer guten Ergebnisse beruht der ifo-Ansatz für die meisten Indikatoren auf solchen univariaten Modellen. Für viele Umfragedaten des ifo Konjunkturtests werden alternativ die Vorlaufeigenschaften gegenüber dem Bruttoinlandsprodukt ausgenutzt. Die bereits bekannten Monatswerte werden

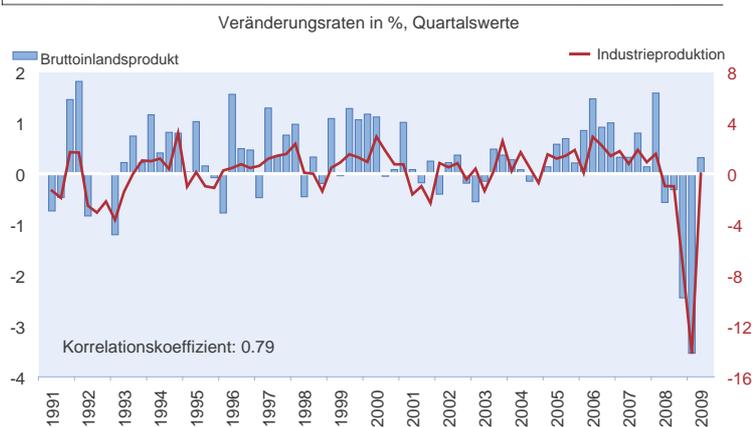
dabei in die Zukunft verschoben, um die fehlenden Monatswerte aufzufüllen.² Schließlich wird für die Industrieproduktion, der sowohl aus statistischer als auch aus sachlogischer Sicht besondere Bedeutung zukommt, ein aufwändigeres Verfahren genutzt, das im Folgenden motiviert und genauer beschrieben wird.

Zur Relevanz der Industrieproduktion

Obwohl der Anteil des verarbeitenden Gewerbes an der Bruttowertschöpfung der Gesamtwirtschaft seit Jahren relativ konstant bei rund 23% liegt, wird der Industrieproduktion aufgrund ihrer Eigenschaft als Zyklusmacher besondere Bedeutung beigemessen.³ Dies wird anschaulich durch einen Vergleich der Quartalswachstumsraten der Industrieproduktion und des Bruttoinlandsprodukts (vgl. Abb. 2). Es zeigt sich nicht nur eine hohe Korrelation der Reihen (Korrelationskoeffizient: 0.79), auch die stärker ausgeprägten konjunkturellen Schwankungen der Industrieproduktion, die auf der rechten Achse dargestellt sind, werden deutlich. Die Relevanz der Industrieproduktion ist auch dadurch zu begründen, dass die Produktionsdaten aus der monatlichen Industrierichterstattung als Primärstatistiken direkt in die Berechnung des Bruttoinlandsprodukts durch das Statistische Bundesamt eingehen.

Der Informationsvorteil bei der Betrachtung der Industrieproduktion gegenüber dem Bruttoinlandsprodukt begründet sich durch einen zeitnäheren sowie höherfrequenten Veröffentlichungsrhythmus. So wird das Bruttoinlandsprodukt vom Statistischen Bundesamt nur quartalsweise berechnet, und die erste Schätzung wird jeweils erst rund 45 Tage nach Ablauf des Berichtsquartals veröffentlicht. Dagegen wird die Industrieproduktion monatlich ausgewiesen, erste Angaben sind jeweils bereits mit einer Verzögerung von 38 Tagen nach Ablauf des Berichtsmonats erhältlich. Dieser zeitliche Vorlauf beim Veröffentlichungsrhythmus wird bei der Prognose

Abb. 2
Reales Bruttoinlandsprodukt und Industrieproduktion

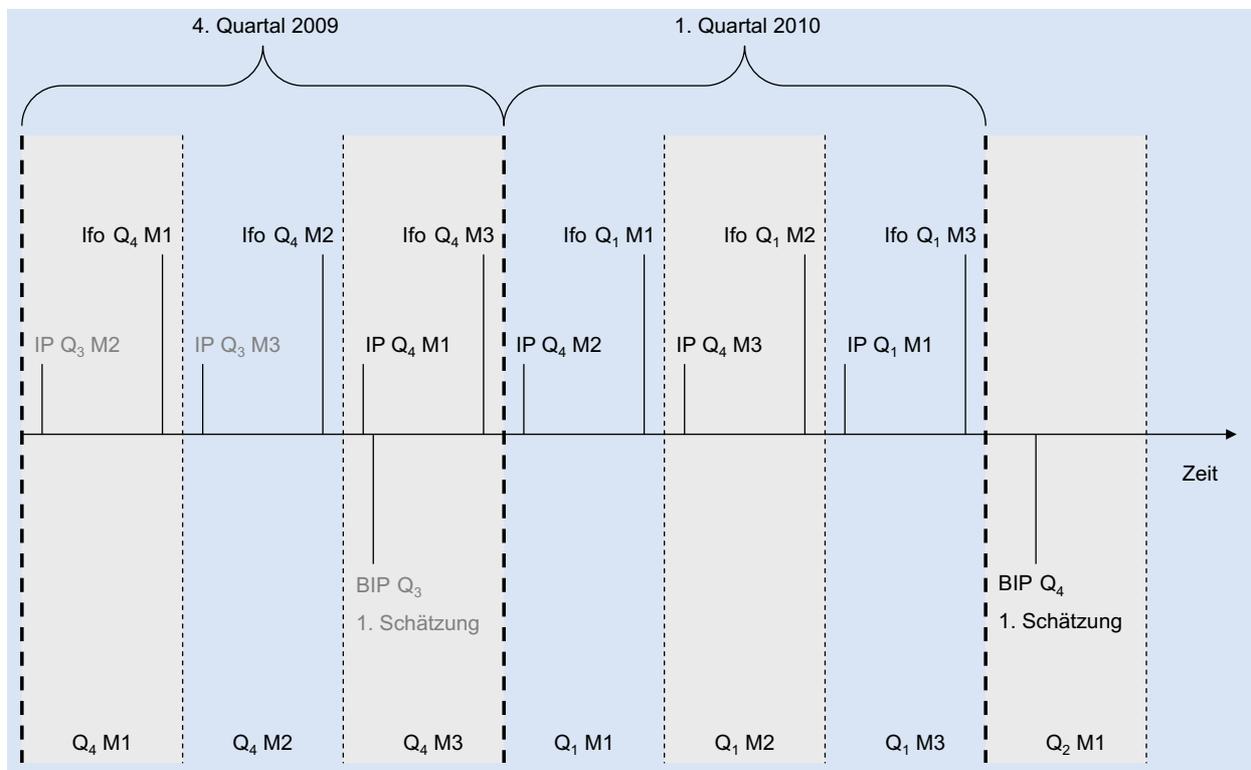


¹ Vgl. Hahn und Skudelny (2008), Rünstler und Sédillot (2003), Diron (2008) sowie Barhoumi et al. (2008).

² Bei einem Indikatorvorlauf von zwei Monaten wird beispielsweise der erste Quartalswert eines Jahres aus den Monatswerten von November, Dezember und Januar aggregiert.

³ Vgl. Abberger und Nierhaus (2008).

Abb. 3
Zeitlicher Ablauf der Veröffentlichungstermine



Quelle: Darstellung des ifo Instituts.

ausgenutzt. Allerdings gibt es weitere Indikatoren, die ebenfalls einen statistisch gut abgesicherten Zusammenhang mit dem Bruttoinlandsprodukt haben, aber noch frühzeitiger vorliegen. Dazu zählen insbesondere monatliche Umfrageindikatoren wie das ifo Geschäftsklima, das immer am Ende des jeweiligen Monats bekannt gegeben wird und ein sehr klares konjunkturelles Signal gibt (vgl. Abberger und Wohlrabe 2006).

Der zeitliche Ablauf der Veröffentlichungstermine dieser Größen wird in Abbildung 3 exemplarisch für das 4. Quartal 2009 und das 1. Quartal 2010 dargestellt. Anfang Dezember werden für das aktuelle 4. Quartal die Industrieproduktion für den Oktober und das ifo Geschäftsklima für den November verfügbar sein. Ein Nowcast dieses Quartals basiert daher auf unvollständiger Information. Im monatlichen Rhythmus vergrößert sich diese Informationsmenge. So ist Anfang Februar 2010 die Industrieproduktion für das gesamte 4. Quartal bekannt. Wird die Prognose zu diesem Zeitpunkt erstellt, so bezieht sie sich auf ein bereits abgelaufenes Quartal, dessen tatsächliches Bruttoinlandsprodukt jedoch erst zu Beginn des 2. Quartals 2010 vom Statistischen Bundesamt veröffentlicht wird. Obgleich nicht mehr von einer klassischen Vorhersage zukünftiger Ereignisse gesprochen werden kann, spielt die Prognose der bereits realisierten, aber noch nicht vollständig bekannten wirt-

schaftlichen Entwicklung am aktuellen Rand in der Geld- und Fiskalpolitik eine wichtige Rolle, um die Richtung sowie die Höhe des Effektes einer wirtschaftspolitischen Maßnahme abschätzen zu können.

Die Prognose der monatlichen Industrieproduktion mit Hilfe von ifo-Befragungsdaten

Aufgrund des hohen Erklärungsgehalts der Industrieproduktion für das Bruttoinlandsprodukt umfasst die ifo-Kurzfristprognose ein separates Prognosemodell, das monatliche Prognosen für die fehlenden Werte der Industrieproduktion liefert. Wie Abbildung 3 zeigt, bieten sich die monatlichen Umfrageergebnisse des ifo Konjunkturtests als Erklärungsgröße der Industrieproduktion an, da sie jeweils bereits zum Ende des Monats veröffentlicht werden. Zudem zeigt eine Fülle von empirischen Studien die gute Eignung des ifo Geschäftsklimas zur Prognose der Industrieproduktion.⁴

Das ifo Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft wird aus den Umfragen in den einzelnen Betrieben (Mikrodaten) über verschiedene Hierarchie-Ebenen aggregiert (vgl.

⁴ Vgl. Breitung und Jagodzinski (2001), Fritsche und Stephan (2002), Hüfner und Schröder (2002), Jacobs und Sturm (2005) sowie Benner und Meier (2004). Abberger und Wohlrabe (2006) bieten einen Überblick.

Abb. 4). Auf den einzelnen Ebenen findet die Aggregation nach dem Vorbild der deutschen Version (WZ 2003) der europäischen Industrieklassifikation (NACE) statt und entspricht folglich dem Aggregationsschema des Statistischen Bundesamtes für die Produktion. Im Teilbereich des verarbeitenden Gewerbes, das mit rund 2/3 den größten Teil der gewerblichen Wirtschaft ausmacht, werden die Mikrodaten zunächst in 300 Produktgruppen summiert (4-Steller). Diese Produktgruppen werden dann in zwei weiteren Aggregationsstufen zu 22 Branchenindizes zusammengefasst (2-Steller). Als Gewichtungsschema werden auf diesen Ebenen Bruttowertschöpfungsanteile verwendet. Auch dem aus den Branchenindizes berechneten Geschäftsklimaindex des verarbeitenden Gewerbes liegt diese ökonomische Gewichtung zugrunde.

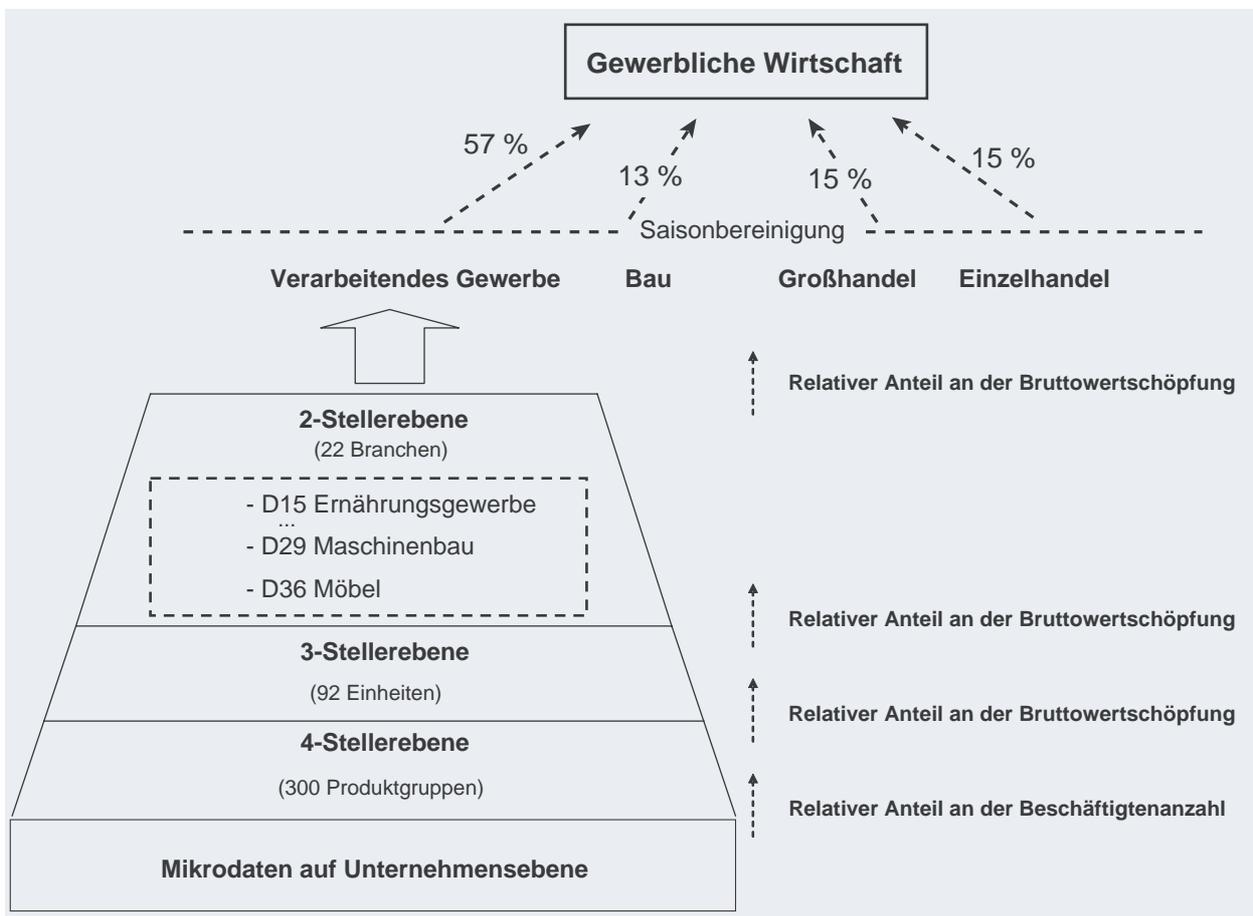
Die disaggregierten Indizes der 22 Branchen des verarbeitenden Gewerbes bilden die Datenbasis für den ifo-Modellansatz zur Prognose der monatlichen Industrieproduktion. Die Motivation zur Verwendung von disaggregierten Bran-

chenindizes zur Prognose der aggregierten Produktion liegt in dem höheren Informationsgehalt disaggregierter Daten. Durch die exogen festgelegte Aggregation zum Gesamtindex für das verarbeitende Gewerbe über Bruttowertschöpfungsanteile gehen Teile dieser Information für die Prognose einer bestimmten Zielzeitreihe potentiell verloren.

So zeigen einzelne Branchen eine überdurchschnittlich hohe Korrelation zur Industrieproduktion und weisen zudem einen größeren Vorlauf gegenüber der Zielzeitreihe auf. Dieser Effekt wird insbesondere bei der Verwendung der Teilkomponenten der Branchenindizes – der aktuellen Geschäftslage sowie den Geschäftserwartungen der Unternehmen – deutlich. Die Verwendung von disaggregierten Branchenindizes erlaubt es, diese Eigenschaften zu nutzen und so die Prognosegüte für verschiedene Prognosehorizonte zu erhöhen.

Es stellt sich also die Frage, wie die Vielzahl von Informationen optimal zur Prognose der Industrieproduktion verdichtet werden kann. Zunächst liegt es nahe, ein einfaches line-

Abb. 4
Die Aggregation des ifo Geschäftsklimas



Quelle: Darstellung des ifo Instituts.

ares Prognosemodell für die Industrieproduktion unter simultaner Berücksichtigung sämtlicher Indizes auf 2-Stellerebene zu spezifizieren. Eine einfache Kleinste-Quadrate-Schätzung dürfte dabei jedoch an der großen Anzahl zu schätzender Parameter sowie an der hohen Korrelation der Branchenindizes untereinander scheitern. Eine Prognose dieses Modells wäre damit in hohem Maße unzuverlässig. Als Ausweg bietet sich eine vorhergehende Verdichtung der Datenmenge an, die im Allgemeinen unter dem Begriff *Pooling of Information* subsumiert wird.

Ein häufig verwendetes Verfahren zur Informationsverdichtung ist die Faktoranalyse, welche die gemeinsamen dynamischen Eigenschaften vieler Zeitreihen in wenigen latenten Variablen zusammenfasst (vgl. Forni et al. 2000). Ein konzeptioneller Nachteil dieses Verfahrens ist jedoch der fehlende Bezug zur jeweiligen Zielzeitreihe. So ist es möglich, dass bei der Faktoranalyse Informationen vernachlässigt werden, die für die Prognose nützlich wären. Die Methode des *Partial Least Squares (PLS)* erweitert die gängigen Faktorenmodelle um diesen Bezug und generiert Faktoren, die eine hohe Korrelation zur Zielzeitreihe aufweisen (vgl. Groen und Kapetanios 2008).

Noch einen Schritt weiter geht die von Mayr (2009) vorgeschlagene und im ifo-Standardansatz verwendete Methode des *Optimal Pooling of Information (OPI)*, die sich in Vergleichsstudien den anderen Verfahren als überlegen erwiesen hat. Bei OPI handelt es sich um ein rekursives Verfahren, bei dem anhand eines Trainingssamples die Gewichtung der Subindizes in Bezug auf die zu prognostizierende Variable und den jeweiligen Prognosehorizont sowie das vorgegebene Prognosemodell optimiert wird. Die Gewichtung minimiert also zu jedem Zeitpunkt direkt den Prognosefehler, der in der Vergangenheit mit einem bestimmten Modell gemacht worden wäre. Der Vorteil des Verfahrens besteht in der simultanen Optimierung des Aggregationsschemas der ifo-Umfragedaten der 2-Steller-Ebene und der Schätzung der resultierenden monatlichen Prognosegleichung.

Zur Erhöhung der Stabilität des Gewichtungsschemas und damit der Robustheit des Verfahrens wird bei der Optimierung ein zusätzlicher Strafterm eingeführt, so dass große Sprünge der Branchengewichte tendenziell vermieden werden. Damit wird die Volatilität der optimierten Gewichte reduziert, wodurch der Prognosefehler positiv beeinflusst wird. Die *Out-of-sample* Orientierung des Verfahrens sowie die eingesetzten Restriktionen führen zu einer Gewichtungsmatrix, die lediglich einer kleineren Anzahl an Branchenindizes ein Gewicht ungleich 0 zuweist. Die einer bestimmten Branche jeweils zugewiesenen Gewichte variieren dabei mit dem Prognosehorizont. Im Vergleich zu alternativen Gewichtungsschemata und Prognoseansätzen liefert das Verfahren überzeugende Prognoseergebnisse (vgl. Mayr 2009) und wird für die Prognose der fehlenden monatlichen Werte der Industrieproduktion des laufenden Quartals eingesetzt.

Schritt 2: Quartalsprognosen auf Basis von Monatsdaten

Im zweiten Schritt von IFOCAST wird die Bruttowertschöpfung der einzelnen Wirtschaftsbereiche auf Quartalsebene prognostiziert (vgl. Abb. 1). Um die Prognosen jeweils auf eine möglichst breite Informationsbasis zu stellen, wird zunächst eine umfangreiche Auswahl potentiell relevanter Konjunkturindikatoren getroffen. Auf Basis dieser Indikatoren werden dann Prognosegleichungen für die einzelnen Wirtschaftsbereiche spezifiziert. Um dem Problem der Modellunsicherheit zu begegnen, stützt sich das Verfahren dabei auf einen Kombinationsansatz (*Pooling of Forecasts*). Zur Plausibilisierung des Ergebnisses wird auch das Bruttoinlandsprodukt unmittelbar in Beziehung zu den einzelnen Indikatoren gesetzt und eine Vergleichsprognose erzeugt.

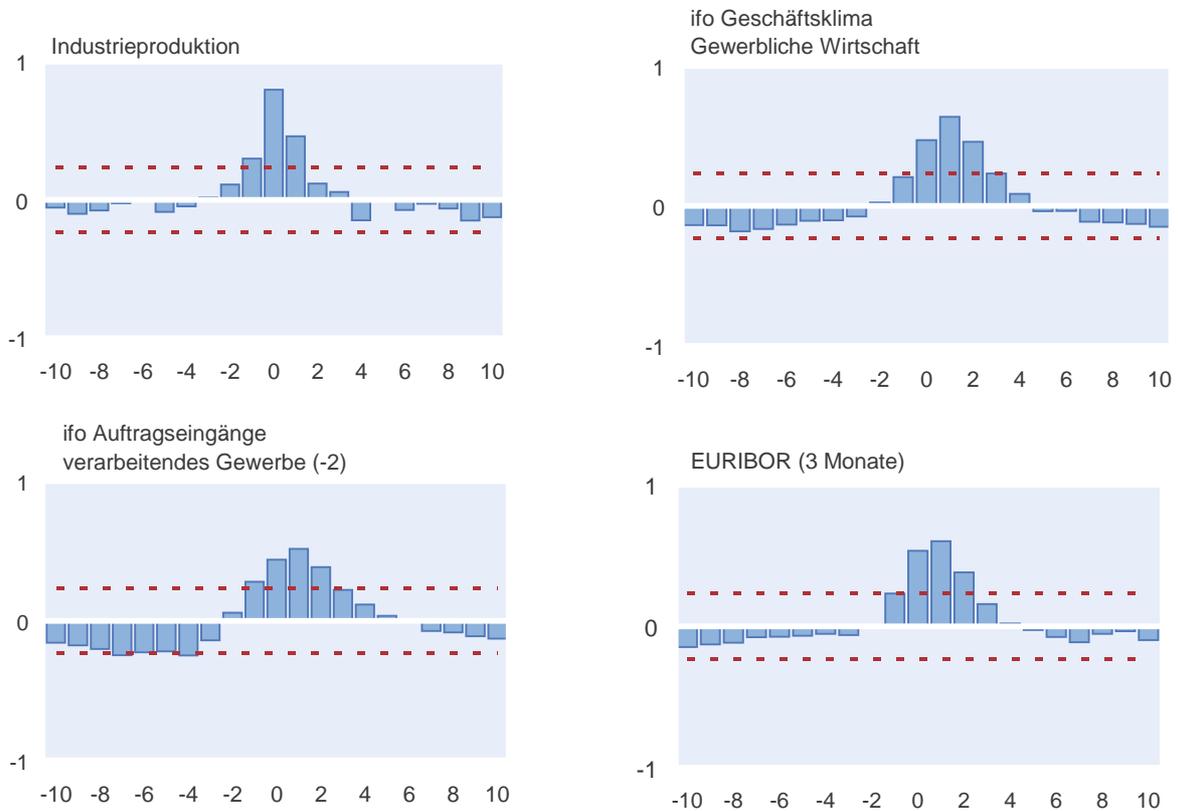
Auswahl der Indikatoren

Neben der Industrieproduktion gibt es eine Vielzahl von potentiell relevanten Variablen. Ein wichtiger Schritt ist somit die Auswahl der geeigneten Indikatoren. Dabei geht es nicht um die Identifikation kausaler makroökonomischer Beziehungen, sondern vielmehr um die statistische Anforderung, dass die verwendeten Indikatoren zeitnahe Informationen über die zu projizierende Variable enthalten.

Um keine irrelevante Information zur Prognose zu verwenden, muss jedoch sichergestellt werden, dass alle verwendeten Indikatoren Erklärungskraft haben. Deshalb wird zunächst eine ökonomisch sinnvolle Vorauswahl der Indikatoren getroffen. Der statistische Zusammenhang der gewählten Indikatoren zur Zielzeitreihe wird mittels Kreuzkorrelation ermittelt. Dies stellt sicher, dass die verwendeten Größen die geforderten Vorlauf- bzw. Indikatoreigenschaften bezüglich der Zielzeitreihe besitzen. Abbildung 5 zeigt exemplarisch einige betrachtete Kreuzkorrelationen, die bei der Prognose des Bruttoinlandsprodukts ausgenutzt werden.

Die Korrelation der verzögerten Werte mit dem Bruttoinlandsprodukt wird hier links von der Nulllinie dargestellt. Ein vorhandener Vorlauf würde sich in einer hohen Korrelation der Indikatorvariablen mit der Zielzeitreihe links der Nulllinie zeigen. Die Auswahl der Indikatoren und der konstatierten Vorlaufeigenschaften wurde im genannten Datensatz so gewählt, dass eine möglichst verlässliche Prognose des laufenden Quartals erfolgen kann. In der Darstellung sind daher alle Variablen so gewählt, wie sie später in das Modell eingehen. Bei Variablen, die einen stabilen Vorlauf gegenüber dem Quartalswert des Bruttoinlandsprodukts aufweisen, sind folgerichtig bereits verzögerte Werte berücksichtigt. Für einige Variablen wie die ifo-Auftragseingänge im verarbeitenden Gewerbe werden Vorlaufeigenschaften aus-

Abb. 5
Korrelation ausgewählter Indikatoren mit der Wachstumsrate des Bruttoinlandsprodukts



Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

genutzt. Es wird deutlich, dass alle Indikatoren eine hohe Korrelation mit der Zielzeitreihe aufweisen.

Die Nützlichkeit der verwendeten Indikatoren wird dabei fortlaufend überprüft, wobei eine ganze Reihe von Variablen als potentiell relevant eingestuft wird. Insbesondere die Ergebnisse des ifo Konjunkturtests haben sich als hervorragende Prädiktoren für die Wachstumsrate des Bruttoinlandsprodukts erwiesen. Wie im Abschnitt »Fortschreibung und Aggregation der monatlichen Indikatoren« beschrieben, spielen zudem die Produktionsindizes der amtlichen Statistik eine wichtige Rolle. Berücksichtigt werden dabei Indikatoren aus allen Wirtschaftsbereichen, beispielsweise die Umsätze im Handel, Baugenehmigungen, Kfz-Zulassungen sowie Zinsen, Risikoprämien auf Unternehmensanleihen und Zinsspreads. Auch zusätzliche Frühindikatoren wie der *Composite Leading Indicator* der OECD, der *Economic Sentiment Indicator* der Europäischen Kommission und die Konjunkturerwartungen des ZEW sowie der EuroCOIN-Indikator werden in den Ansatz aufgenommen.

Brückengleichungen zur Kurzfristprognose

Die Aufgabe besteht nun in der Extraktion eines verlässlichen Signals aus allen verfügbaren Indikatoren. Um eine Quar-

talsprognose zu erhalten, muss ein Bezug der Zielgröße zu den vorhandenen Indikatoren hergestellt werden. Eine Lösung des Problems besteht in der Spezifikation von so genannten Brückengleichungen, die diese Lücke schließen, indem sie über eine lineare Regression einen direkten Bezug zwischen den vorhandenen Indikatoren und der Zielzeitreihe herstellen. Eine allgemeine Brückengleichung für den *Nowcast* (Prognose des Zeitpunkts t) hat die folgende Form eines Modells verteilter Verzögerungen:

$$Y_t = \alpha + \sum_{p=1}^P \phi_p Y_{t-p} + \sum_{q=0}^Q \varphi_q X_{t-q} + \varepsilon_t$$

Dabei erklärt sich die Zielvariable (Y_t) – hier das Wachstum des Bruttoinlandsprodukts oder der Bruttowertschöpfung eines Wirtschaftsbereichs – durch die eigenen Verzögerungen sowie durch exogene Indikatoren (X_t). Es ist sicherzustellen, dass sämtliche verwendeten Variablen stationär sind. Die Koeffizienten der Gleichung können dann mit der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt werden.

Die Modellierung von Brückengleichungen zur zeitnahen Beurteilung der gesamtwirtschaftlichen Aktivität ist mittlerweile eine weit verbreitete Praxis. So nutzen nahezu alle Zent-

ralbanken der Welt wie die EZB (Rünstler und Sedillot 2003; Angelini et al. 2008), die Bundesbank (2009), die FED (Giannone et al. 2005) oder die Banque de France (Barhoumi et al. 2008) solche Ansätze für die Einschätzung des laufenden Quartals und für die Kurzfristprognose. Außerdem werden diese Ansätze in der OECD (Sedillot und Pain 2003) und in der Europäischen Kommission (Grasmann und Keermann 2001) verfolgt.

Im einfachsten Fall liegen alle Indikatoren jeweils bis zum letzten Monat des zu prognostizierenden Quartals vor, und die entsprechenden Monatsreihen können mittels Durchschnittsbildung zu Quartalswerten aggregiert werden. Ist dies nicht der Fall, werden die fehlenden Monatswerte durch eine Prognose oder durch Ausnutzung von Vorlaufeigenschaften vervollständigt. Das Vorgehen bei der wichtigsten Prädiktorvariable – der Industrieproduktion – wird im Abschnitt »Fortschreibung und Aggregation der monatlichen Indikatoren« dargelegt. Da bei einer Durchschnittsbildung Informationen über den Verlauf innerhalb des Quartals verloren gehen, besteht an dieser Stelle prinzipiell auch die Möglichkeit, ein Modell heranzuziehen, das direkt unterschiedliche Erhebungsfrequenzen der Daten berücksichtigt. Eine ausführliche Erläuterung des *Mixed-Frequency-Ansatzes* erfolgt in Abschnitt »Modelle gemischter Frequenzen«.

Pooling of Forecasts versus Modellselektion

Nachdem die Menge der Information, die in die Projektion eingeht, festgelegt wurde, muss die Information nun zu einer Quartalsprognose verdichtet werden. Dazu wird häufig eine einzelne Brückengleichung mit Hilfe eines statistischen Selektionskriteriums spezifiziert. Hier stellt sich aber die Frage, welchem der in der Literatur vorgeschlagenen Informationskriterien das Augenmerk gelten soll. Offensichtlich besteht die Gefahr, dass dabei Informationen aus den vernachlässigten – aber statistisch validen – Modellen ignoriert werden. In der aktuellen Prognosesituation ist zudem unklar, inwieweit wiederum die Auswahl eines bestimmten statistischen Kriteriums zur Modellselektion letztlich zur Reduktion des Prognosefehlers führt.

Es ist auch grundsätzlich problematisch, die Prognose auf eine einzige Gleichung und damit eine eingeschränkte Informationsmenge zu stützen. So ist der Informationsgehalt, den ein Indikator liefert, nicht immer ex ante zu beurteilen, da in einigen Situationen bestimmte Indikatoren verlässlichere Prognosen ermöglichen als andere. Daher ist es sinnvoll, möglichst viele Indikatoren bei der Prognose zu berücksichtigen. Zudem besteht erhebliche Modellunsicherheit, da unklar ist, welche Indikatoren in welcher Form in das Prognosemodell eingehen sollten. Dieses Problem kann nicht dadurch gelöst werden, dass einfach alle Indikatoren in die Prognosegleichung aufgenommen werden. Die Schätzung eines

solchen Modells ist jedoch nicht ratsam. Zwar wird so der Erklärungsgehalt für die beobachtete Vergangenheit maximiert, aber es entsteht das gravierende Problem, dass durch die steigende Schätzunsicherheit und die eventuell hohe Korrelation der Indikatoren untereinander Scheinzusammenhänge abgebildet werden (*overfitting*). Dies führt dazu, dass der Prognosefehler sehr groß wird. Im Allgemeinen sind daher sparsam spezifizierte Modelle einem »Supermodell« vorzuziehen. Empirisch hat sich gezeigt, dass es nicht sinnvoll ist, sich bei der Prognose auf ein einziges Modell zu verlassen.⁵

Um die genannten Probleme zu umgehen und damit dem hohen Grad an Modellunsicherheit Rechnung zu tragen, wird die Quartalsprognose des ifo Instituts daher im Rahmen eines *Pooling of Forecasts* durchgeführt (vgl. Bates und Granger 1969; Hendry und Clements 2004). Dabei wird gerade nicht einem einzigen Modell vertraut, das implizit ein Gewicht von 1 zugesprochen bekommt. Vielmehr wird für jedes denkbare Modell, das sich aus den Indikatoren aufstellen lässt, zunächst mittels einer linearen Regression der Fit zur Zielzeitreihe maximiert und eine Modellprognose berechnet. Dadurch ergeben sich beispielsweise im Fall von 20 Indikatoren mehr als eine Million verschiedene Modelle. Hier wird auch deutlich, dass eine Vorauswahl der Indikatoren notwendig ist, da sich mit jeder neuen Variable die Anzahl der möglichen Modelle verdoppelt. Jedes dieser Einzelmodelle wird dann zur Prognose herangezogen. Dann werden alle verfügbaren Einzelprognosen mittels Gewichtung zu einer Prognose kombiniert. In der Prognoseliteratur hat sich herausgestellt, dass eine Kombination der Prognosen vieler sparsamer Modelle den mittleren Prognosefehler gegenüber einem ausgewählten Einzelmodell deutlich verringert (vgl. Clemen 1989; Armstrong 2001; Kuzin, Marcellino und Schumacher 2009; Henzel und Mayr 2009). Dabei ist es für die Prognosegenauigkeit von Vorteil, wenn jedes einzelne Modell für sich genommen asymptotisch unverzerrte Prognosen abliefern.

Es stellt sich allerdings die Frage, wie bei der Gewichtung der Einzelprognosen vorgegangen werden soll. Bereits Bates und Granger (1969) haben gezeigt, wie sich theoretisch optimale Gewichtungsschemata für die Einzelprognosen ableiten lassen. Ein Nachteil dieser theoretisch optimalen Gewichte besteht jedoch darin, dass sie aus den vorhandenen Daten geschätzt werden müssen. Dieses Vorgehen führt dazu, dass sich die Schätzunsicherheit und damit die Prognoseunsicherheit erheblich erhöhen. Es hat sich daher empirisch – insbesondere für kurze Stützzeiträume – gezeigt, dass ein einfacher Durchschnitt im Mittel meist besser abschneidet als konkurrierende Gewichtungsschemata. Auch eine Simulationsstudie von Henzel

⁵ Vgl. beispielsweise Sédillot und Pain (2003) oder Banerjee und Marcellino (2006). Diron (2008) analysiert zahlreiche Indikatoren und deren Prognose-tauglichkeit unter dem Aspekt der Datenrevision.

und Mayr (2009) bestätigt dieses Resultat. Deshalb wird im Rahmen von IFOCAST auf eine Gleichgewichtung aller Prognosen zurückgegriffen.

Ein weiterer Vorteil liegt in der technischen Einfachheit des Verfahrens. Die Methode ist trotz der Fülle an Information noch sehr gut handhabbar, da lediglich lineare Regressionen durchgeführt werden und der Rechenaufwand dadurch begrenzt bleibt. In der Praxis ist daher bei Vorliegen neuer Informationen ein sofortiges Prognoseupdate unproblematisch.

Nach der oben beschriebenen Vorauswahl der Indikatorvariablen werden zunächst alle möglichen Modellkombinationen geschätzt, und alle Einzelprognosen werden berechnet. Da es sich bei der Industrieproduktion um den wichtigsten Indikator der amtlichen Statistik handelt und dieser auch in die produktionsseitige Berechnung des Bruttoinlandsprodukts eingeht, wird dieser bei allen Einzelmodellen berücksichtigt. Generell kann natürlich auch auf der Ebene der Einzelmodelle das oben beschriebene Problem des overfitting auftreten. Um dem zu begegnen, wird auf der Ebene der Einzelmodelle die Höchstzahl der erklärenden Variablen je Modell limitiert, was dann auch die Gesamtzahl der Einzelmodelle entsprechend reduziert.

Schritt 3: Aggregation der Prognosen der Wirtschaftsbereiche

Die Aggregation der Quartalsprognosen der Bruttowertschöpfung der Wirtschaftsbereiche zum Bruttoinlandsprodukt erfolgt im Rahmen der Systematik der VGR (vgl. Abb. 1). Die einzelnen Wirtschaftsbereiche gehen mit ihrem ökonomischen Gewicht in die Prognose des Bruttoinlandsprodukts ein. Das disaggregierte Vorgehen gewährleistet, dass die Informationen, die in den unterschiedlichen Indikatoren enthalten sind, zielgerichtet für die Prognose genutzt werden.⁶

Illustration der Ergebnisse

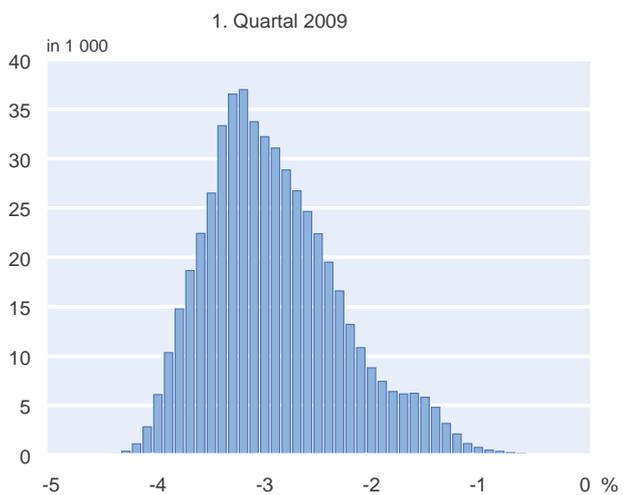
Es soll nun illustrativ gezeigt werden, welche Ergebnisse sich mit dem aufgezeigten Vorgehen erzielen lassen. Eine interessante Frage in diesem Zusammenhang ist, ob und wie die Vorgehensweise den enormen Absturz des Bruttoinlandsprodukts im ersten Quartal 2009 abbilden konnte. Die damalige Situation stellt durch ihre Einzigartigkeit besonders hohe Anforderungen an jeden Prognoseansatz und verdeutlicht die Stellung der Kurzfristprognose im Instrumentarium des Prognostikers. Wie bereits beschrieben wurde auch im Frühjahr 2009 zunächst eine disaggregierte Betrachtungsweise gewählt. Ausgehend von den Prognosen für

die einzelnen Wirtschaftsbereiche, in die ebenfalls die Ergebnisse von IFOCAST eingeflossen sind, wurde damals ein Rückgang um 3,5% prognostiziert (Gemeinschaftsdiagnose Frühjahr 2009, Tab. 3.7). Der Einfachheit halber wird hier bei der Darstellung als Zielgröße jedoch nicht die Produktion in den einzelnen Wirtschaftsbereichen gewählt, sondern direkt die Quartalswachstumsrate des Bruttoinlandsprodukts. Damit entfällt die übliche Aggregation der Wertschöpfungsbereiche gemäß VGR. Insofern diente das hier gezeigte Resultat zum damaligen Zeitpunkt der Plausibilisierung der letztlich veröffentlichten Prognose.

Die Darstellung kann an dieser Stelle natürlich lediglich ein exemplarisches Bild der Vorgehensweise liefern. Allerdings gibt sie Hinweise darauf, wie die berechneten Einzelprognosen auch über den einfachen Mittelwert hinaus zur Einschätzung der aktuellen Lage der Gesamtwirtschaft beitragen. Dazu werden zunächst alle Einzelprognosen betrachtet. Abbildung 6 zeigt in einem Histogramm exemplarisch die Verteilung der Prognosen für das 1. Quartal 2009. Die Prognosen wurden dabei in der ersten Aprilwoche erstellt. Zu diesem Zeitpunkt waren beispielsweise die Industrieproduktion und die Auftragseingänge vom Januar, die Umsätze bis Dezember und der ifo Konjunkturtest bis einschließlich März veröffentlicht.

Die Form der Verteilung der Modellprognosen gibt einen Hinweis auf die Bandbreite der möglichen Prognosen. So zeigt sich, dass keines der Modelle einen Anstieg des Bruttoinlandsprodukts erwarten lässt. Auch lag die Realisation – der Wert wird in der aktuellen Veröffentlichung des Statistischen Bundesamtes mit – 3,5% ausgewiesen – innerhalb des 90% Quantils aller Prognosen (– 1,9% bis – 3,9%). Die Rechtsschiefe der Verteilung der Modellprognosen impliziert, dass

Abb. 6
Verteilung der Einzelprognosen



Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

⁶ Vgl. Marcellino et al. (2003) für eine Anwendung zur Vorhersage des Bruttoinlandsprodukts in der Eurozone über disaggregierte Länderprognosen.

es offenbar eine Reihe von Modellen gibt, die einen Rückgang des Bruttoinlandsprodukts von weniger als 2% prognostizieren und somit den Mittelwert nach rechts ziehen. So unterschätzen sowohl der Mittelwert aller Prognosen (-2,9%) als auch der Median (-2,9%) das Ausmaß des realisierten Rückgangs des Bruttoinlandsprodukts. Die disaggregierte Betrachtung hat jedoch nahe gelegt, dass diese Prognosen auf Indikatoren beruhen, die ein zu optimistisches Signal senden. Da zudem die größte Anzahl der Modelle einen stärkeren Rückgang anzeigt, erschien eine Orientierung am Modalwert hier plausibler.

Insgesamt betrachtet gab die Verteilung der Prognosen damit ein recht zuverlässiges Bild des später berichteten Absturzes des Bruttoinlandsprodukts. Obwohl lediglich wenig Information über den Verlauf innerhalb des 1. Quartals 2009 vorlag, hat IFOCAST somit eine zuverlässige Einschätzung der aktuellen Lage geliefert.

Neuere Ansätze

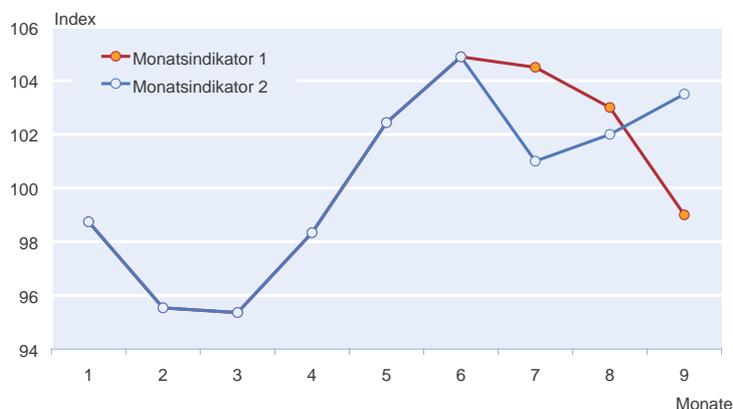
Das bestehende ifo-Kurzfristprognosemodell hat sich bewährt. Es findet jedoch in der aktuellen Forschung eine permanente Weiter- und Neuentwicklung von Prognosemethoden statt. Neue Modellklassen bieten theoretisch die Möglichkeit, die Prognosequalität weiter zu verbessern. Zwei vielversprechende Ansätze sind Prognosemodelle mit gemischten Frequenzen und das so genannte *Boosting*. Das ifo Institut forscht aktiv an der Anwendung und Entwicklung dieser neuen Ansätze und setzt sie parallel im Probebetrieb in der Kurzfristprognose ein.

Modelle gemischter Frequenzen

Wie bereits ausgeführt, ist man in der Praxis oft mit dem zentralen Problem konfrontiert, dass die Indikatoren und die Zielgröße zu verschiedenen Frequenzen erhoben werden. Standardmodelle in der Zeitreihenökonomie gehen jedoch davon aus, dass alle verwendeten Zeitreihen dieselbe Frequenz besitzen. Im Rahmen der Prognose des Bruttoinlandsprodukts werden nahezu alle wichtigen Frühindikatoren auf Monatsbasis erhoben, während die Zielgröße nur auf Quartalsebene vorliegt. Einige Indikatoren sind sogar auf Wochen- oder Tagesbasis verfügbar.

Die übliche Lösung ist die zweistufige Prozedur des ifo-Standardansatzes. Zunächst werden alle Daten auf die niedrigste Frequenz aggregiert, und darauf aufbauend wird ein Quartalsmodell geschätzt. Dieses Vorgehen hat zwei Nachteile.

Abb. 7
Monatsindikatoren mit identischen Quartalsdurchschnitten



Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Zum einen müssen alle Monatswerte eines Quartals vorliegen, um einen Quartalsdurchschnitt berechnen zu können. Daher verwendet das ifo Institut – wie oben ausgeführt – den Ansatz, fehlende Monate innerhalb des gegenwärtigen Quartals fortzuschreiben und danach die Aggregation auf Quartalsebene durchzuführen.

Zum anderen werden durch die Aggregation Informationen über die hochfrequente Dynamik zerstört. Dies lässt sich leicht anhand eines Beispiels verdeutlichen. In Abbildung 7 sind die Monatswerte zweier hypothetischer Indikatoren abgetragen, die sich in den ersten zwei Quartalen, d.h. in den Monaten 1 bis 6, vollkommen identisch verhalten, danach aber sehr unterschiedliche Verläufe nehmen. Dennoch ist der Durchschnitt beider Indikatoren auch im 3. Quartal identisch. Folglich würden Modelle, die auf den Monatswerten basieren, zu divergierenden Prognosen gelangen, während Quartalsmodelle identische Vorausschätzungen liefern würden.

Aus diesen Gründen kann zumindest aus theoretischer Sicht ein Prognosegewinn durch die Verwendung von Modellen erzielt werden, bei denen die Aggregation der monatlichen Zeitreihen nicht erforderlich ist. In der aktuellen Forschung sind zwei neuere Zeitreihenmodelle entwickelt worden, die diesem Aspekt der gemischten Frequenzen Rechnung tragen: die *MIDAS*-Modelle und die Zustandsraummodelle.

Das MIDAS-Modell

Die Abkürzung *MIDAS* steht für Mixed DATA Sampling. Diese Modellklasse ist eng verwandt mit dem Modell verteilter Verzögerungen und wurde von Ghysels, Santa-Clara und Valkanov (2004) zur Schätzung bei gemischten Frequenzen vorgeschlagen. Clements und Galvao (2008), Kuzin, Marcellino und Schumacher (2010) und Wohrabe

(2009b) zeigen, inwieweit *MIDAS*-Modelle die makroökonomische Prognose insbesondere in der kurzen Frist verbessern können.

Im Kern geht es darum, dass die niedrigfrequente Variable auf die hochfrequente Variable und deren Verzögerungen regressiert wird. Dabei wird dem hochfrequenten Indikator eine Gewichtungsfunktion der Verzögerungen vorgegeben, mit deren Hilfe die Anzahl der zu schätzenden Parameter gegenüber einem unrestringierten Ansatz erheblich verringert wird. Anstatt also jeder Verzögerung einen freien Parameter zuzuweisen, wird in *MIDAS*-Modellen nur ein Parameter für die addierten gewichteten Verzögerungen geschätzt. Beispielsweise könnte vermutet werden, dass sich die Zielgröße im 4. Quartal durch die Anfang Dezember bekannten Indikatorwerte des November, Oktober und September prognostizieren lässt. Für die Gewichtung der drei Monate könnten die Parameter $\frac{1}{2}$, $\frac{1}{3}$ und $\frac{1}{6}$ angenommen werden. Dann ergibt sich das Modell

$$Y_{4, \text{Quartal}} = \alpha + \beta \left(\frac{1}{2} X_{\text{Nov}} + \frac{1}{3} X_{\text{Okt}} + \frac{1}{6} X_{\text{Sep}} \right) + \varepsilon_{4, \text{Quartal}}$$

in dem nur zwei Parameter zu schätzen sind.

In der Praxis werden deutlich mehr Monatswerte in die Gleichung aufgenommen. Zudem werden die Gewichte nicht vorgegeben, sondern mit Hilfe einer Gewichtungsfunktion geschätzt, die nur von sehr wenigen Parametern abhängt. Die funktionale Form der Gewichtungsfunktion ist dabei jedoch flexibel genug, um die Vorlaufeigenschaften der Monatsdaten gut abzubilden. Aufgrund dieser Art der Modellspezifikation sind *MIDAS*-Modelle sehr sparsam und erlauben es, eine hohe Anzahl von Indikatoren in einem Prognosemodell zu verwenden. Für eine einführende Darstellung sei auf Wohlrabe (2009a) verwiesen.

Vektorautoregressive Zustandsraummodelle

Vektorautoregressive (VAR) Modelle werden häufig für die Prognose verwendet. Sie fassen alle Variablen – also auch mögliche Indikatoren – als endogen auf und modellieren die Wechselwirkungen und zeitlichen Abhängigkeiten einfach und zuverlässig. Wie alle klassischen Verfahren sind sie jedoch nicht für die simultane Analyse von Zeitreihen unterschiedlicher Frequenzen geeignet. Ein VAR-Modell lässt sich jedoch als ein Zustandsraummodell darstellen, das die erforderliche Flexibilität besitzt, um gemischte Frequenzen berücksichtigen zu können (vgl. Zdrozny 1988; 1990). In einem Zustandsraummodell können nämlich unbeobachtbare Variablen untersucht werden – im Fall der Kurzfristprognose etwa die unbekanntenen Monatswerte des Bruttoinlandsprodukts. Daher kann die Modellspezifikation auf der höchsten Frequenz erfolgen, d.h. in unserem Fall auf Monatsbasis. Auf diese Weise werden die monatlichen Interaktionen des Bruttoinlandsprodukts mit den Indikatoren analysiert

und zur Prognose verwendet. Dies ist ein erheblicher Informationsvorteil gegenüber den anderen Verfahren, die letztlich alle auf Quartalsebene operieren.

Ein Zustandsraummodell besteht allgemein aus einer Zustandsgleichung, die eine unbeobachtbare Variable modelliert, und aus einer Beobachtungsgleichung, die diese unbeobachtbare Variable in Beziehung zu den beobachtbaren Größen setzt. Mit Hilfe des Kalman-Filters lässt sich die unbeobachtbare Variable in optimaler Weise aus den Daten extrahieren. Eine Einführung von Zustandsraummodellen für gemischte Frequenzen findet sich in Wohlrabe (2009a); eine ausführliche Darstellung bietet Wohlrabe (2009b).

Die Prognose mit VAR-Zustandsraummodellen gemischte Frequenzen erfreut sich in jüngster Zeit zunehmender Beliebtheit.⁷ Dies liegt zum einen daran, dass es aus theoretischer Sicht vorteilhaft ist, die gesamte Monatsdynamik der verwendeten Indikatoren bei der Schätzung und bei der Prognose zu berücksichtigen, ohne eine vorherige Aggregation zu Quartalswerten vorzunehmen. Das kann in wirtschaftlichen Wendephasen zu genaueren Prognosen des VAR-Zustandsraummodells im Vergleich zum *MIDAS*-Modell führen, bei dem in die Schätzung nur Informationen bis zum Vorquartal einfließen. Zum anderen lässt sich der empirisch belegte Prognoseerfolg anführen. So zeigt Wohlrabe (2009a), dass VAR-Zustandsraummodelle für deutsche Daten tendenziell genauere Prognosen liefern als *MIDAS*-Modelle.

Ein Nachteil der VAR-Zustandsraummodelle ist die große Anzahl frei zu schätzender Parameter, die bei Aufnahme weiterer Variablen sehr stark ansteigt. Darüber hinaus ist der Schätzaufwand erheblich höher als bei den *MIDAS*-Modellen. Daher muss die Modellspezifikation sehr sorgfältig erfolgen, und Prognoseupdates brauchen etwas mehr Zeit als beim Standardverfahren.

Der Aspekt der Modellunsicherheit ist im Rahmen von Modellen mit gemischten Frequenzen bisher nicht untersucht worden. Um auch diesem Problem hier Rechnung zu tragen, führen wir sowohl Prognosen basierend auf wenigen zentralen Indikatoren als auch ein *Pooling of Forecasts* für beide Verfahren durch.

Boosting

Wie bereits in den Vorkapiteln erwähnt, sind die am häufigsten verwendeten Verfahren zum Umgang mit einer großen Anzahl von Indikatoren die Aggregation von Informationen (*Pooling of Information*) und die Aggregation von Prognosen (*Pooling of Forecasts*). Ein neuerer Ansatz besteht in der

⁷ Vgl. Zdrozny (1990), Mitnik und Zdrozny (2005), Hyung und Granger (2008), Wohlrabe (2009c) und Kuzin, Marcelino und Schumacher (2010).

Verwendung von *Boosting-Algorithmen*, die für ein Prognosemodell eine schnelle und effiziente Auswahl von Regressoren aus einer großen Menge von Variablen und Verzögerungen erlauben. Die Auswahl der besten Indikatorkombination und die Berücksichtigung der optimalen Verzögerungsstruktur ließen sich zwar theoretisch auch durch das Testen aller möglichen Kombinationen lösen. Da aber die Anzahl der möglichen Kombinationen schon für überschaubare Indikatorensätze zu enormen Rechenzeiten führt, ist dies in der Praxis undurchführbar. Zudem ist die klassische Testtheorie für diese Situation nicht ausgelegt. *Boosting* ist ein iteratives statistisches Verfahren zur Lösung dieses Selektionsproblems, bei dem die Variablen mit dem höchsten Erklärungsgehalt für das Prognosemodell ausgewählt werden.⁸

Boosting ist eine Methode zur Spezifikation und Schätzung von allgemeinen Zusammenhängen. Dies hat den Vorteil, dass auch nichtlineare Beziehungen zwischen der Zielvariable und den Indikatoren identifiziert werden können, die insbesondere in Krisenzeiten zum Tragen kommen. Aufgrund der einfacheren Handhabung werden für die Prognose bislang aber nur lineare Gleichungen implementiert. Darüber hinaus werden die Verzögerungen aller potentiellen Indikatoren als eigene Variablen interpretiert. Dies ermöglicht, dass potentiell nur bestimmte Verzögerungen eines Indikators in das Modell eingehen.

In einem ersten Schritt werden alle Variablen einzeln auf die Zielvariable regressiert. Die Variable mit dem höchsten Erklärungsgehalt wird ausgewählt. Der geschätzte Regressionskoeffizient wird jedoch künstlich um einen vorher festgelegten Prozentsatz verringert. Dieser Anteil wird als *Shrinkage-Parameter* bezeichnet und verhindert eine Überparametrisierung der Schätzgleichung. Als Folge behalten die aus dem ersten Schritt resultierenden Residuen eine Restsystematik bei.

Nun werden erneut alle Variablen (inklusive der bereits ausgewählten) auf diese Residuen regressiert. Auch hier wird die Variable mit der größten Anpassung ausgewählt. Wird eine bisher nicht berücksichtigte Variable ausgewählt, so wird sie dem Originalmodell mit einem gleichermaßen geschrumpften Koeffizienten zugeordnet. Es ist jedoch ebenfalls möglich, dass eine bereits ausgewählte Variable selektiert wird. In diesem Fall wird zu dem Koeffizienten der letzten Iteration der wiederum geschrumpfte Koeffizient der aktuellen Iteration hinzuaddiert. Danach werden erneut die Residuen berechnet.

Der Auswahlprozess wird über eine festgelegte Anzahl von Iterationen durchgeführt. Diese wird im Vorfeld auf Basis

eines Informationskriteriums bestimmt. In den bisherigen empirischen Anwendungen sind selten mehr als 100 Iterationen notwendig. In jeder Iteration verwandeln sich die Residuen mehr in ein weißes Rauschen, da ein immer größerer Anteil der Zielvariablen erklärt wird. Nach dem Ende der Iterationen erfolgt eine Überprüfung der gewählten Variablen. Ist eine Variable sehr häufig ausgewählt worden, so spricht dies für einen hohen Erklärungsgehalt für die Zielvariable. Wird ein bestimmter Indikator z.B. nur einmal ausgewählt und ist dessen Koeffizient nahe bei 0, so besteht die Möglichkeit den *Boosting-Algorithmus* erneut durchzuführen und den Einfluss der entsprechenden Variablen auf 0 zu restringieren.

Boosting ist vor allem in der Statistikkultur zur Identifizierung nichtlinearer Zeitreihenmodelle verwendet worden. Eine Anwendung im Rahmen der Prognose findet sich in Bai und Ng (2009), welche mit Hilfe des *Boosting-Algorithmus* Indikatoren im Rahmen einer Faktoranalyse auswählen. Hothorn, Robinzonov und Tutz (2009) demonstrieren für die deutsche Industrieproduktion, inwieweit die Modellspezifikation mit *Boosting* auch auf Basis von einem Indikator den Standardmodellansätzen im Sinne der Prognosequalität überlegen ist. Robinzonov und Wohlrabe (2009) zeigen Ähnliches für Daten des Euroraums.

Boosting wird im Rahmen der ifo-Kurzfristprognose an zwei Stufen für Testzwecke eingesetzt. Zum einen wird das Verfahren zur Auswahl der Einflussgrößen zur Prognose der Industrieproduktion verwendet. Aus 300 Zeitreihen (Produktgruppenebene) werden per *Boosting* diejenigen ifo-Indikatoren und entsprechende Verzögerungen ausgewählt, welche den höchsten Erklärungsgehalt für die Industrieproduktion besitzen. Die zweite Anwendung findet bei der Modellselktion für die Brückengleichungen statt. So werden nicht alle Modellkombinationen aus einem Pool von Indikatoren getestet, sondern es wird eine Vorauswahl von Variablen und deren Verzögerungen durchgeführt.

Zusammenfassung

Die Einschätzung und Vorhersage der gesamtwirtschaftlichen Situation im laufenden und im folgenden Quartal ist zentrale Aufgaben der Konjunkturprognose. Das ifo Institut stützt sich bei seiner Kurzfristprognose des Bruttoinlandsprodukts auf den dreistufigen IFOCAST-Ansatz.

Zunächst wird eine große Anzahl monatlich verfügbarer Indikatoren wie das ifo Geschäftsklima so fortgeschrieben, dass die fehlenden Monatsbeobachtungen des aktuellen Quartals aufgefüllt sind. Dazu werden entweder univariate Zeitreihenmodelle verwendet oder die Vorlaufeigenschaften gegenüber dem Bruttoinlandsprodukt ausgenutzt. Da die Industrieproduktion den wichtigsten Indikator der amtlichen

⁸ Vgl. Friedman (1991), Bühlmann und Yu (2003) sowie Hothorn, Robinzonov und Tutz (2009).

Statistik für die gesamtwirtschaftliche Situation darstellt, wird für sie eine aufwändige Prognose der fehlenden Monate abgeleitet. Hierbei werden Daten des ifo Konjunkturtests auf der 2-Steller-Ebene in einem *Pooling of Information* Ansatz optimal verwendet.

In einem zweiten Schritt wird die Bruttowertschöpfung der einzelnen Wirtschaftsbereiche mit Hilfe von Brückengleichungen prognostiziert. Da die Modellunsicherheit erheblich ist, stützt sich die Prognose jedoch nicht auf ein einzelnes Modell oder einen einzelnen Indikator. Vielmehr werden im Rahmen eines *Pooling of Forecasts* alle mit den ausgewählten Indikatoren möglichen Brückengleichungen zur Prognose herangezogen. Bei etwa 20 verwendeten Indikatoren resultieren daraus etwa eine Million Einzelmodelle.

Die Aggregation der Quartalsprognosen der Bruttowertschöpfung der Wirtschaftsbereiche zum Bruttoinlandsprodukt erfolgt im dritten Schritt des Verfahrens. Die Gewichtung entspricht dabei der Systematik der VGR.

Es hat sich sowohl in der Prognoseliteratur als auch in der praktischen Umsetzung gezeigt, dass der gewählte Ansatz eine zuverlässige Kurzfristprognose liefert und flexibel genug ist, um auch extreme Entwicklungen gut aufzuzeigen.

Gleichwohl beruht IFOCAST in der aktuellen Form auf einer Reihe von vereinfachenden Annahmen bezüglich der Aggregation von Monatsindikatoren zu Quartalswerten. Auch die Vorauswahl der Indikatoren erfolgt bislang in der Regel über einfache Kreuzkorrelationen. Das ifo Institut forscht aktiv an der Anwendung und Entwicklung neuer Ansätze und setzt sie parallel im Probetrieb in der Kurzfristprognose ein. Die hier kurz dargestellten *Mixed-Frequency-Modelle* und *Boosting-Algorithmen* liefern bislang vielversprechende Ergebnisse.

Literatur

- Abberger, K. und W. Nierhaus (2008), »Die ifo Kapazitätsauslastung – ein gleichlaufender Indikator der deutschen Industriekonjunktur«, *ifo Schnelldienst* 61(16), 15–23.
- Abberger, K. und K. Wohlrabe (2006), »Einige Prognoseeigenschaften des ifo Geschäftsklimas – Ein Überblick über die neuere wissenschaftliche Literatur«, *ifo Schnelldienst* 59 (22), 19–26.
- Armstrong J.S. (2001), *Principles of Forecasting: A handbook for researchers and practitioners*, Springer Science and Business Media, New York.
- Angelini, E., G. Camba-Méndez, D. Giannone, G. Rünstler und L. Reichlin (2008), »Short-term forecasts of euro area GDP growth«, Working Paper Series 949, European Central Bank.
- Bai, J. und S. Ng (2009), »Boosting diffusion indices«, *Journal of Applied Econometrics* 24(4), 607–629.
- Banerjee, A. und M. Marcellino (2006), »Are there any reliable indicators for US inflation and GDP growth?«, *International Journal of Forecasting* 22, 137–151.
- Barhouri, K., S. Benk, R. Cristadoro, A. Reijer, A. Jakaitiene, P. Jelonek, A. Rua, G. Rünstler, K. Ruth und C. Van Nieuwenhuyze (2008), »Short-term forecasting of GDP using large monthly datasets – a pseudo real-time forecast evaluation exercise«, Occasional Paper Series, 84, European Central Bank.
- Bates, J.M. und C.W.J. Granger (1969), »The combination of forecasts«, *Operational Research Quarterly* 20, 451–468.
- Benner, J. und C-P. Meier (2004), »Prognosegüte alternativer Frühindikatoren für die Konjunktur in Deutschland«, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 224, 637–652.
- Breitung, J. und D. Jagodzinski (2001), »Prognoseeigenschaften alternativer Indikatoren für die Konjunktorentwicklung in Deutschland«, *Konjunkturpolitik* 47, 292–314.
- Bühlmann, P. und B. Yu (2003), »Boosting with the L2 Loss: Regression and classification«, *Journal of the American Statistical Association* 98(462), 324–339.
- Bundesbank (2009), »Verfahren der Kurzfristprognose als Instrumente der Konjunkturanalyse«, *Monatsbericht*, April, 2009.
- Clemen, R.T. (1989), »Combining forecasts: A review and annotated bibliography«, *International Journal of Forecasting* 5, 559–583.
- Clements, M.P. und A.B. Galvao (2008), »Macroeconomic forecasting with mixed-frequency data«, *Journal of Business and Economic Statistics* 26(4), 546–554.
- Diron, M. (2008), »Short-term forecasts of euro area real GDP growth: an assessment of real-time performance based on vintage data«, *Journal of Forecasting* 27(5), 371–390.
- Forni, M., M. Hallin, M. Lippi und L. Reichlin (2000), »The generalized dynamic-factor model: Identification and estimation«, *Review of Economics and Statistics* 82(4), 540–554.
- Friedman, J. (1991), »Multivariate adaptive regression splines«, *The Annals of Statistics* 19(1), 1–67.
- Fritsche, U. und S. Stephan (2002), »Leading indicators of German business cycles – An assessment of properties«, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 222, 289–311.
- Gemeinschaftsdiagnose (2009), »Im Sog der Weltrezession«, *ifo Schnelldienst* 62(8), 3–81.
- Ghysels, E., P. Santa-Clara und R. Valkanov (2004), »The MIDAS touch: Mixed Data Sampling regression models«, Chapel Hill, N.C., mimeo.
- Giannone, D., L. Reichlin, und D. Small (2005), »Nowcasting GDP and inflation: the real-time informational content of macroeconomic data releases«, Finance and Economics Discussion Series, 42, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Grasmann, P. und F. Keereman, (2001), »An indicator-based short-term forecast for quarterly GDP in the Euro Area«, European Economy – Economic Papers 154, Commission of the EC, Directorate-General for Economic and Financial Affairs (DG ECFIN).
- Groen, J. und G. Kapetanios (2008), »Revisiting Useful Approaches to Data-Rich Macroeconomic Forecasting«, Working Papers 624, Queen Mary, University of London, Department of Economics.
- Hahn, E. und F. Skudelny (2008), »Early estimates of euro area real GDP growth – a bottom up approach from the production side«, Working Paper Series 975, European Central Bank.
- Hendry, D.F. und M.P. Clements (2004), »Pooling of Forecasts«, *Econometrics Journal* 7(1), 1–31.
- Henzel, S. und J. Mayr (2009), »The Virtues of VAR forecast pooling – A DSGE model based monte carlo study«, ifo Working Paper No. 65, ifo Institut.
- Hothorn, T., N. Robinzonov und G. Tutz (2009), »Boosting techniques for non-linear time series models«, Universität München, mimeo.
- Hüfner, F.P. und M. Schröder (2002), »Prognosegehalt von ifo-Geschäftserwartungen und ZEW-Konjunkturerwartungen: Ein ökonometrischer Vergleich«, *Jahrbuch für Nationalökonomie und Statistik* 222, 316–336.
- Hyung, N. und C. Granger (2008), »Linking series generated at different frequencies«, *Journal of Forecasting* 27(2), 95–108.
- Jacobs, J. und J.-E. Sturm (2005), »Do Ifo indicators help explain revisions in German industrial production«, in: J.-E. Sturm und T. Wollmershäuser (Hrsg.), *Ifo Survey Data in Business Cycle and Monetary Policy Analysis*, Physica-Verlag, Heidelberg, 93–114.
- Kuzin, V., M. Massimiliano und C. Schumacher (2009), »Pooling versus model selection for nowcasting with many predictors: An application to German GDP«, CEPR Discussion Papers 7197.
- Kuzin, V. M. Marcellino und C. Schumacher (2010), »MIDAS vs. mixed-frequency VAR: Nowcasting GDP in the Euro Area«, *International Journal of Forecasting*, im Druck.
- Marcellino, M., J. Stock und M. Watson (2003), »Macroeconomic Forecasting in the Euro Area: Country Specific versus Area-Wide Information«, *European Economic Review* 47(1), 1–18.
- Mayr, J. (2009), *Forecasting macroeconomic aggregates – Pooling of Forecasts and Pooling of Information*, Inaugural-Dissertation, Ludwig-Maximilians-Universität München, 2009.
- Mittnik, S. und P.A. Zadrozny (2005), »Forecasting quarterly German GDP at monthly intervals using monthly Ifo business conditions data«, in: J.-E. Sturm und T. Wollmershäuser (Hrsg.), *Ifo survey data in business cycle and monetary policy analysis*, Physica-Verlag, Heidelberg, 19–48.

Robinsonov, N. und K. Wohlrabe (2009), »Boosting techniques in macro-economic forecasting: An illustrative example for Euro Area industrial production«, ifo Institut, mimeo.

Rünstler, G. und F. Sédillot (2003), »Short-term estimate of Euro area real GDP growth by means of monthly indicators«, Working Paper Series 276, European Central Bank.

Sédillot, F. und N. Pain (2003), »Indicator models of real GDP growth in selected OECD countries«, OECD Economics Department Working Papers 364, OECD, Economics Department.

Wohlrabe, K. (2009a), »Makroökonomische Prognosen mit gemischten Frequenzen«, *ifo Schnelldienst* 62(21), 22–33.

Wohlrabe, K. (2009b), Forecasting with mixed frequency time series models, Inaugural-Dissertation, Ludwig-Maximilians-Universität München, 2009.

Wohlrabe, K. (2009c), »Forecasting with mixed frequency time series models: A case study for Germany«, ifo Institut, mimeo.

Zadrozny, P.A. (1988), »Gaussian-Likelihood of continuous-time ARMAX models when data are stocks and flows at different frequencies«, *Econometric Theory* 4(1), 108–124.

Zadrozny, P.A. (1990), »Estimating a multivariate ARMA model with mixed-frequency data: An application to forecasting U.S. GNP at monthly intervals«, Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper Series No. 90-6.

In diesem Beitrag wird die Verwendung von VAR-Modellen für die Prognose des realen Bruttoinlandsprodukts in den Vereinigten Staaten analysiert. Den Ausgangspunkt bildet ein Basismodell, das neben dem realen BIP den Verbraucherpreisindex sowie einen kurzfristigen Geldmarktsatz enthält. Das Basismodell wird anschließend durch die Einbeziehung zusätzlicher makroökonomischer Variablen schrittweise erweitert. Die Prognosen der einzelnen Modelle, die als out-of-sample Prognosen generiert werden, werden für verschiedene Schätzzeiträume anhand unterschiedlicher Maße zur Überprüfung der Anpassungsgüte evaluiert. Es zeigt sich, dass die Prognosen der VAR-Modelle durchschnittlich schlechter als die eines univariaten AR(2)-Prozesses abschneiden. Die Qualität der Prognosen variiert jedoch stark in den betrachteten Schätzzeiträumen, so dass die VAR-Prognosen in einzelnen Perioden die AR(2)-Prognosen deutlich dominieren. Für die Prognose impliziert dies, dass die Verwendung einer einzigen Modellspezifikation äußerst problematisch sein kann.

Überblick

In der Konjunkturprognose des ifo Instituts wird die wirtschaftliche Entwicklung zahlreicher Länder regelmäßig beleuchtet. Im Mittelpunkt steht die Prognose des realen Bruttoinlandsprodukts (BIP), das als Indikator für die konjunkturelle Dynamik dient. Zusätzlich werden die Verwendungskomponenten des BIP, die Verbraucherpreise, die wichtigsten Größen des Arbeitsmarkts sowie die Veränderung der Zinsen prognostiziert.

Die Konjunkturprognose des ifo Instituts stützt sich auf verschiedene Verfahren, bei denen vor allem ökonometrische Schätzansätze – neben Indikatormodellen und der iterativ-analytischen Methode – besonders bedeutend sind (vgl. Nierhaus und Sturm 2003). Vektorautoregressive (VAR) Modelle nehmen innerhalb der verwendeten ökonometrischen Schätzverfahren eine Schlüsselrolle ein, da diese für Prognosen aufgrund ihrer einfachen Struktur recht gut geeignet sind. VAR-Modelle basieren auf zeitreihenanalytischen Verfahren, in denen die arbiträre Unterscheidung zwischen endogenen und exogenen Variablen – die zum Beispiel in ökonometrischen Strukturmodellen wesentlich ist – entfällt. Für die Prognose werden daher keine Informationen aus dem Prognosezeitraum benötigt, weshalb unbedingte Vorhersagen über beliebig weite Zeiträume möglich sind.¹

In diesem Beitrag werden VAR-Modelle für die Vereinigten Staaten evaluiert, mit

deren Hilfe die Entwicklung des BIP prognostiziert werden soll. Den Ausgangspunkt bildet ein Basismodell, das neben dem realen BIP den Verbraucherpreisindex und einen kurzfristigen Geldmarktsatz enthält. Das Basismodell wird durch die Berücksichtigung weiterer makroökonomischer Variablen anschließend schrittweise erweitert. Für die Prognosen werden die Modelle mit Hilfe eines »Growing-Regression«-Ansatzes für unterschiedliche Zeiträume geschätzt, was die Gefahr einer Fehlausewahl aufgrund zufälliger Entwicklungen in bestimmten Zeitperioden vermindert. Die Lag-Struktur der Modelle wird dabei für die einzelnen Schätzzeiträume anhand unterschiedlicher Informationskriterien optimiert. Die Berücksichtigung verschiedener Schätzzeiträume führt dazu, dass auch die jeweiligen Prognosezeiträume alternieren. Die Prognosen der einzelnen Modellspezifikationen, die ausschließlich als out-of-sample Prognosen generiert werden, werden anhand zweier Maße zur Überprüfung der Anpassungsgüte, dem RMSE (Root Mean Squared Error) – also der Wurzel des mittleren quadratischen Prognosefehlers – sowie dem Theil'schen Ungleichheitskoeffizienten (Theil's U), evaluiert. Als Referenzmodell dient dabei ein univariater AR(2)-Prozess, dessen Lag-Struktur ebenfalls anhand der Informationskriterien optimiert wurde.

¹ Eine Prognose wird als unbedingt bezeichnet, wenn vorab keine Annahmen über exogene Variablen getroffen werden; hingegen heißt eine Prognose bedingt, wenn ihre Richtigkeit vom Zutreffen bestimmter Annahmen über die Entwicklung der exogenen Variablen abhängig ist.

Die Ergebnisse zeigen, dass die Prognosen der VAR-Modelle durchschnittlich schlechter als die des univariaten AR(2)-Prozesses abschneiden. Die Qualität der Prognosen variiert jedoch stark in den zugrunde liegenden Schätzzeiträumen, so dass die VAR-Prognosen in einzelnen Perioden die AR(2)-Prognosen deutlich dominieren. Für die Prognose impliziert dies, dass die Verwendung einer einzigen Modellspezifikation äußerst problematisch sein kann.

VAR-Prognosemodell

Allgemein können VAR-Modelle in reduzierter Form folgendermaßen dargestellt werden:

$$Y_t = \mu + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t ,$$

wobei Y_t den Vektor der endogenen Variablen, A_i die Matrizen der Koeffizienten ($i=1, \dots, p$), μ den Vektor der deterministischen Terme – bspw. eine Konstante und einen linearen Trend – und ε_t den Vektor der Störterme bezeichnet. Die Anzahl der Lags ist durch p dargestellt.

Für die Prognose mit VAR-Modellen ist die Auswahl der Variablen entscheidend. Da sich VAR-Modelle als eine vereinfachte Darstellung dynamischer Zusammenhänge interpretieren lassen, sollten die endogenen Variablen im Vektor Y_t idealerweise alle Größen umfassen, die relevant sind. Allerdings ist die Anzahl der Variablen aufgrund der beschränkten Datenlage häufig begrenzt, so dass eine Vorauswahl der essentiellen Größen getroffen werden muss (vgl. Winker 2002, 247).

Neben der Auswahl der Modellvariablen ist die Wahl der richtigen Lag-Struktur wesentlich. Für die Festlegung der Lag-Länge werden Informationskriterien herangezogen, die an der Log-Likelihood-Funktion anknüpfen. Die Likelihood-Funktion errechnet die Schätzer der Funktionsparameter so, dass die Wahrscheinlichkeit, mit der die gegebenen funktionalen und verteilungstechnischen Annahmen zu den vorliegenden Daten passen, maximiert wird. Die Aufnahme zusätzlicher Lags führt notwendigerweise zu einer Verbesserung des Likelihood-Wertes; allerdings nehmen dadurch die Freiheitsgrade ab, so dass die Präzision der Regression nachlässt. Die Informationskriterien belegen daher die Aufnahme zusätzlicher Regressoren mit einem Strafterm, wobei dieser je nach Informationskriterium unterschiedlich ist. Die gebräuchlichsten Informationskriterien sind das Bayesianische Kriterium (BIC) und das Akaike Kriterium (AIC), die folgendermaßen definiert sind:

$$\text{BIC} = -2 \ln L(\hat{\theta}) + K \log(T)$$

$$\text{AIC} = -2 \ln L(\hat{\theta}) + 2K ,$$

wobei $\hat{\theta}$ der geschätzte Parametervektor ist, $\ln L(\hat{\theta})$ den maximierten Wert der Likelihood-Funktion und K die Anzahl der endogenen Variablen darstellt. T beschreibt die Anzahl der Beobachtungen.

Die Prognose eines VAR-Modells wird durch ein rekursives Verfahren erstellt:²

$$Y_{T+\tau}^p = \hat{A}_1 Y_{T+\tau-1} + \dots + \hat{A}_p Y_{T+\tau-p} ,$$

wobei $Y_{T+\tau}^p$ die τ -Schritt-Prognose bezeichnet. \hat{A}_i , mit $i = 1, \dots, p$ sind die geschätzten Koeffizienten des VAR-Modells. Für $\tau = 1$ ergibt sich die Prognose durch das Einsetzen der beobachteten Werte (statische Prognose). Für die weiter in der Zukunft liegenden Prognoseschritte werden die bereits prognostizierten Werte rekursiv herangezogen (dynamische Prognosen).

Anpassungsgüte

Die Beurteilung der Anpassungsgüte der Prognosen basiert auf dem RMSE, welcher die Wurzel des mittleren quadratischen Prognosefehlers beschreibt:

$$\text{RMSE} = \sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} \frac{(\hat{y}_t - y_t)^2}{h}} ,$$

wobei h (mit $h = 1, \dots, H$) den zugrunde liegenden Prognosehorizont bezeichnet. Der RMSE berechnet sich folglich auf Basis der einzelnen Prognosefehler zum Zeitpunkt t , also der Differenz aus dem prognostizierten Wert \hat{y}_t und dem tatsächlichen Wert der Variable y_t . Da die Prognosefehler sowohl positive als auch negative Werte annehmen können, werden über einen bestimmten Zeitraum hinweg die quadrierten Differenzen zur Berechnung des Gütemaßes verwendet. Mit Hilfe des RMSE können dann verschiedene Prognosen für eine Zielvariable miteinander verglichen werden. Je höher der RMSE einer Prognose ausfällt, umso geringer ist die Güte der Vorhersage.

Die relative Qualität eines Prognosemodells zu anderen Modellen lässt sich anhand des Theil'schen Ungleichheitskoeffizienten überprüfen. Der Wert von Theil's U berechnet sich dabei aus dem Verhältnis zwischen dem RMSE des Prognosemodells und dem RMSE eines Referenzmodells:

$$\text{Theil's U} = \frac{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} \frac{(\hat{y}_t - y_t)^2}{h}}}{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} \frac{(\hat{y}_t^{\text{Referenz}} - y_t)^2}{h}}} .$$

² Für die Prognose wird der Störterm durch seinen Erwartungswert, der den Wert null annimmt, ersetzt.

Als Referenzmodell kann hierbei beispielsweise ein AR-Prozess der zu prognostizierenden Variable verwendet werden. Für Werte von Theil's U kleiner (größer) eins zeigt das spezifizierte Prognosemodell folglich eine bessere (schlechtere) durchschnittliche Prognosequalität als das jeweilige Referenzmodell.

Wahl der Modellvariablen

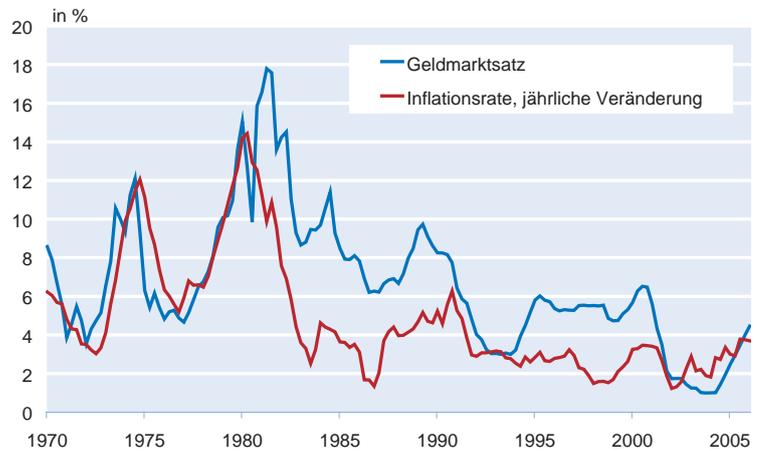
Mit Hilfe von VAR-Modellen soll im Folgenden die Entwicklung des realen BIP in den USA prognostiziert werden. Wegen ihrer dominierenden Stellung im internationalen Handel hat die konjunkturelle Lage der US-amerikanischen Wirtschaft entscheidenden Einfluss auf die aktuelle und zukünftige wirtschaftliche Entwicklung in Deutschland sowie im Euroraum. Aus diesem Grund wird der Prognose wichtiger Aggregate der US-Wirtschaft im Rahmen von Konjunkturprognosen stets ein hohes Gewicht beigemessen.

Für die Prognose des BIP sind bei der Auswahl der relevanten Größen zwei Ziele gegeneinander abzuwägen. Zum einen sollten alle Variablen, die einen Einfluss auf die realwirtschaftliche Entwicklung ausüben, berücksichtigt werden. Zum anderen steigt mit der Anzahl der Variablen in den Einzelgleichungen des VAR-Modells jedoch die Zahl der zu schätzenden Koeffizienten um den Faktor der Anzahl der Variablen sowie der festgelegten Lag-Länge. Der daraus resultierende Verlust an Freiheitsgraden verringert analog die Schärfe der Schätzungen.

Den Ausgangspunkt für die Prognose bildet ein Basismodell, welches das reale BIP, den Verbraucherpreisindex (P) und einen kurzfristigen Geldmarktsatz (R) enthält.³ Die Wahl der Variablen basiert zunächst auf der vereinfachten Vorstellung, dass das reale BIP maßgeblich durch die Entwicklung der Preise und der Zinsen beeinflusst wird, wobei mögliche Wechselwirkungen explizit berücksichtigt werden.

Um die Prognose des Basismodells zu verbessern, ist eine Erweiterung um zusätzliche makroökonomische Variablen denkbar. Für die Binnennachfrage sind der private Konsum (C), die Unternehmensinvestitionen (I) und die Staatsausgaben (G) entscheidend; analog wird der Außenhandel durch die Exporte (X) und die Importe (M) bestimmt. Die Lage am Arbeitsmarkt kann durch die Entwicklung der Arbeitslosen-

Inflationsrate und kurzfristiger Geldmarktsatz



quote (U) beschrieben werden.⁴ Der real effektive Wechselkurs (RER) lässt sich als Indikator für die relative Wettbewerbsfähigkeit der US-amerikanischen Wirtschaft interpretieren.⁵ Zusätzlich kann die Entwicklung des Ölpreises, beispielsweise der Preis für die Sorte Brent (BRENT), für die realwirtschaftliche Expansion bedeutend sein.⁶

Um die Anzahl der Regressoren der VAR-Modelle möglichst gering zu halten, wird das Basismodell im Folgenden jeweils nur um eine der oben genannten Variablen zusätzlich erweitert. Dabei werden alle Variablen als endogene Größen behandelt.⁷

Untersuchungszeitraum

Als Datenbasis für die Schätzung der VAR-Modelle und die darauf aufbauenden Prognosen des BIP werden saisonbereinigte Quartalswerte der amerikanischen Wirtschaft über einen Zeitraum von 1970 (1. Quartal) bis 2006 (1. Quartal) verwendet. Bereits die visuelle Analyse der Inflationsrate – gemessen an der Veränderung des Verbraucherpreisindex – und des kurzfristigen Geldmarktsatzes deutet jedoch an, dass sich die US-amerikanische Wirtschaft ab Mitte der achtziger Jahre grundlegend gewandelt hat (vgl. Abbildung).

Die Variabilität beider Zeitreihen ist im Zeitraum vom 1. Quartal 1970 bis zum 4. Quartal 1984 wesentlich deutlicher ausgeprägt als danach. So nehmen die Standardabweichungen der Inflationsrate und des Geldmarktsatzes von 3,0 auf 1,0% bzw. von 3,7 auf 2,3% ab. Gleichfalls ist zu beobachten

³ Die Quelle des Verbraucherpreisindex ist das Bureau of Labor Statistics, die des kurzfristigen Geldmarktsatzes die US Federal Reserve. Das BIP stammt, wie der überwiegende Teil der übrigen Daten, aus den Veröffentlichungen des US Departments of Commerce. Wo dies nicht der Fall ist, wird in einer separaten Fußnote darauf hingewiesen.

⁴ Quelle: Bureau of Labor Statistics.

⁵ Quelle: OECD Main Economic Indicators.

⁶ Quelle: Ecwin, Dated FOB North West Europe Spot Close.

⁷ Die Verwendung von BRENT als endogene Variable kann dadurch begründet werden, dass die USA als größter Nettoölverbraucher der Welt einen wesentlichen Einfluss auf die Veränderung des Ölpreises ausüben (vgl. hierzu auch Bernanke et al. 1997).

ten, dass auch die durchschnittliche Höhe der beiden Größen gesunken ist. Der Mittelwert des Geldmarktsatzes nimmt von 8,2 auf 5,1% ab, und der Mittelwert der Inflationsrate fällt von 7,0 auf 3,0%.

Die Analyse wird daher – angesichts des wahrscheinlichen Strukturbruchs – auf den aktuelleren Zeitraum ab 1985 (1. Quartal) beschränkt. Zwar könnten durch Hinzunahme der älteren Beobachtungen Freiheitsgrade gewonnen werden, allerdings ist durch den möglichen Strukturbruch eine erhebliche Verzerrung der Schätzergebnisse zu erwarten.

Eine Schätzung von VAR-Modellen in Niveauwerten der endogenen Variablen birgt die Gefahr einer Scheinkorrelation (vgl. Granger und Newbold 1974). Engle und Granger (1987) haben gezeigt, dass bei Vorliegen von Kointegrationsbeziehungen auch eine Regression von nichtstationären Variablen in Niveauwerten zu konsistenten Ergebnissen führt. Kann die Stationarität der Variablen nicht statistisch bestätigt und auch die Existenz von Kointegrationsbeziehungen nicht nachgewiesen werden, so ist eine Schätzung in Differenzen notwendig.⁸ Aufgrund der geringen Mächtigkeit der Stationaritätstests werden im Folgenden die Schätzungen sowohl in Niveaus als auch in ersten Differenzen durchgeführt.⁹

Da einzelne Zeitreihen (bspw. das BIP) trendbehaftet sein können, kann für die Schätzung der VAR-Modelle in Niveauwerten die Aufnahme einer linearen Komponente sinnvoll sein und die Ergebnisse gegebenenfalls verbessern.

Ergebnisse

Die Schätzung der VAR-Modelle für die USA zielt darauf ab, möglichst exakte Prognosen für die Entwicklung des realen BIP zu generieren. Für die Beurteilung der Prognosen scheint es sinnvoll zu sein, die einzelnen Modelle nicht lediglich anhand ihres Abschneidens zu einem bestimmten Zeitpunkt zu beurteilen, da hierbei auch zufällige Übereinstimmungen eine entscheidende Rolle spielen können. Um robuste Ergebnisse zu gewährleisten, ist vielmehr eine Beurteilung der Modelle anhand ihrer Prognosegüte zu verschiedenen Zeitpunkten der Vergangenheit zweckmäßig.

Für jedes der ausgewählten Modelle werden daher 17 achtperiodige out-of-Sample Prognosen erstellt und anhand der resultieren-

den RMSE bewertet, wobei das Verfahren der »Growing Regression« angewandt wird. Die Parameter der VAR-Modelle werden in einem ersten Schritt zunächst auf Basis von 61 Beobachtungen, d.h. mit Daten von 1985 (1. Quartal) bis 2000 (1. Quartal), geschätzt. Aufbauend auf den geschätzten Koeffizienten werden die folgenden acht Quartale prognostiziert und die daraus resultierenden Prognosefehler berechnet. Der Schätzzeitraum wird anschließend um ein Quartal erweitert und darauf basierend jeweils erneut eine achtperiodige Prognose erstellt. Der maximale Schätzzeitraum für die VAR-Modelle der letzten Iteration umfasst die Jahre 1985 (1. Quartal) bis 2004 (1. Quartal), so dass die letzte Prognose im 1. Quartal 2006 endet. Die Lag-Struktur der verschiedenen VAR-Modelle wird für jeden Schätzzeitraum mittels der Informationskriterien jeweils flexibel optimiert.

In Tabelle 1 sind die mit Hilfe des AIC und BIC bestimmten durchschnittlichen Lag-Längen über die Schätzzeiträume für die Modelle sowohl in Niveaus – mit und ohne linearen Trend – als auch in Differenzen wiedergegeben.

Die Betrachtung der Lag-Längen beider Kriterien zeigt, dass das BIC die Aufnahme zusätzlicher Regressoren stärker be-

⁹ Für die Schätzung von VAR-Modellen makroökonomischer Variablen wird zumeist die Verwendung von logarithmierten Zeitreihen präferiert. Die Logarithmierung der Variablen wird dabei mit einer Reduktion der Heteroskedastizität sowie dem Einfluss von Ausreißern gerechtfertigt. Zudem können die ersten Differenzen der logarithmierten Zeitreihen direkt als Wachstumsraten interpretiert werden. Analog dieser Argumentation werden auch im Folgenden die Schätzungen ausschließlich auf Basis logarithmierter Werte durchgeführt. Zur Erstellung von Prognosen der nicht-transformierten BIP-Zeitreihe auf Basis von Schätzungen in logarithmierten Werten ist eine Rücktransformation der resultierenden Modellprognosen notwendig. Die einfache Bildung von Exponenten der prognostizierten logarithmierten Werte führt dabei zu systematischen Verzerrungen, so dass ein direkter Vergleich mit den Prognosen auf Basis nicht-transformierter Zeitreihen keine interpretierbaren Ergebnisse liefert. Arino und Franses (1996) zeigen ein Verfahren zur Bereinigung der Prognosen um diese Abweichungen. Aufgrund der mangelnden direkten Vergleichbarkeit wird im Folgenden auf einen Vergleich der Verfahren verzichtet und die Evaluation der Prognosen ausschließlich auf Basis logarithmierter Werte diskutiert.

Tab. 1
Durchschnittliche Lag-Längen über die Schätzzeiträume nach AIC und BIC

Trend	AIC			BIC		
	Differenzen	Niveau		Differenzen	Niveau	
	–	–	x	–	–	x
X	1.00	5.59	4.00	1.00	1.71	1.65
M	1.00	6.53	6.41	1.00	1.76	1.76
U	1.00	2.53	2.47	1.00	1.06	1.00
G	1.82	3.65	3.41	1.00	1.47	1.47
Basis	1.12	4.12	3.71	1.00	2.00	2.00
RER	1.00	3.59	4.47	1.00	1.53	1.53
BRENT	2.00	3.41	4.41	1.00	2.00	2.00
CONS	2.76	3.76	4.76	1.00	2.00	1.82
I	3.88	4.71	7.29	1.00	1.88	2.00

⁸ Bei einem Integrationsgrad höherer Ordnung müssen entsprechend mehrmals Differenzen gebildet werden.

Tab. 2
RMSE für die einzelnen Modelle

	Differenzen	Rang	Niveau (ohne Trend)	Rang	Niveau (mit Trend)	Rang
X	387.28	1	503.60	5	608.30	6
M	390.19	2	700.84	9	662.45	8
U	391.99	3	589.90	8	695.39	9
G	394.20	4	476.05	3	484.24	2
Basis	399.13	5	353.90	1	461.07	1
RER	406.49	6	495.52	4	571.62	5
BRENT	426.96	7	547.85	7	615.45	7
CONS	476.05	8	525.29	6	514.30	4
I	477.93	9	461.68	2	493.65	3
∅	416.69		517.18		567.39	

strafft und somit sparsame Modelle bevorzugt. Während sich für die Niveauschätzungen die durchschnittliche Verzögerungsstruktur unter Anwendung des AIC zwischen 2,47 und 7,29 bewegt, resultiert für das BIC lediglich eine Struktur von maximal zwei Lag-Längen. Bezüglich der Schätzung in Differenzen verhält es sich entsprechend. Die Spanne reicht von 1 bis 3,88 für das AIC gegenüber einer starren Struktur von einem Lag im Falle des BIC. Die durch das BIC bestimmte relativ kurze Lag-Struktur bildet die Dynamik der Residuen jedoch nur unzureichend ab, so dass weiterhin Autokorrelation auftritt. Um die damit verbundenen Verzerrungen in den Schätzungen zu vermeiden, wird im Folgenden für die Festlegung der Lag-Strukturen lediglich das AIC berücksichtigt.

Als Kriterium für die Auswahl der für Prognosezwecke am besten geeigneten Modelle kann wie oben bereits beschrieben der RMSE herangezogen werden. Um die Vergleichbarkeit der Ergebnisse zu gewährleisten, sind für die Modelle in Differenzen die Prognosewerte in Niveaus rücktransformiert worden.

Tabelle 2 gibt die, über die verschiedenen Schätzzeiträume und Prognosehorizonte ermittelten, durchschnittlichen RMSE für die neun untersuchten Modellspezifikationen wieder. Die zweite Spalte bildet die Ergebnisse für die Schätzungen in Differenzen ab, die vierte und sechste Spalte zeigen die Ergebnisse für die Niveauschätzungen ohne bzw. unter Berücksichtigung eines linearen Trends. Der jeweilige Rang innerhalb einer Modellklasse ist in den Spalten hinter den RMSE-Werten angegeben.

Sowohl für die Differenzen- als auch die Niveauschätzungen zeigt die Basisspezifikation (Basis), d.h. unter ausschließlicher Berücksichtigung von BIP, Preisniveau und kurzfristigen Zinsen, relativ gute Ergebnis-

se. Lediglich für die Schätzungen in Differenzen führt eine Erweiterung um eine zusätzliche Variable für einige Spezifikationen zu einer Verbesserung der Prognosegüte. Insbesondere die Mitaufnahme einer Variablen aus der Gruppe der Exporte (X), der Importe (M), der Arbeitslosenquote (U) und der Staatsausgaben (G) erhöht die Güte der Modelle zur Prognose. Die insgesamt beste Spezifikation stellt hierbei das um die Exporte erweiterte Basismodell in ersten Differenzen dar.

Die relative Prognosegüte der Modelle lässt sich mit Hilfe von Theil's U, welches die RMSEs der Modelle ins Verhältnis zu dem

RMSE eines Referenzmodells stellt, beurteilen. Im Folgenden wird ein univariater AR-Prozess in Niveaufwerten mit linearem Trend als Referenzmodell verwendet. Um eine bessere Vergleichbarkeit zu gewährleisten, wird dessen Verzögerungsstruktur ebenfalls auf Basis des AIC festgelegt. Hierbei ergibt sich über sämtliche Schätzzeiträume eine konstante Lag-Struktur von zwei Verzögerungen. Der über die Zeit und die Horizonte gemittelte, durchschnittliche RMSE des AR(2)-Prozesses beträgt 387,46. Die auf Grundlage dieses Wertes ermittelten Theil's U der einzelnen Modelle sind in Tabelle 3 dargestellt. Die Spaltenbeschreibungen sind analog zu Tabelle 2 gewählt.

Mit Ausnahme des Basismodells in Niveaufwerten ohne Trendkomponente zeigen sämtliche Modellspezifikationen Werte von Theil's U größer eins und somit relativ zum AR-Prozess eine schwächere Prognosegüte. Dieses Ergebnis stützt die in der aktuellen Forschung weit verbreitete Feststellung, dass ein univariater AR(2)-Prozess bereits eine sehr gute Prognosegüte bezüglich des Bruttoinlandsproduktes gewährleistet. Insgesamt zeigen die Ergebnisse, dass über die hier untersuchten Spezifikationen Prognosen auf Basis von Differenzen der logarithmierten Werte im Mittel der untersuchten Schätzzeiträume

Tab. 3
Theil's U für die einzelnen Modelle

	Differenzen	Rang	Niveau (ohne Trend)	Rang	Niveau (mit Trend)	Rang
X	1.00	1	1.30	5	1.57	6
M	1.01	2	1.81	9	1.71	8
U	1.01	3	1.52	8	1.79	9
G	1.02	4	1.23	3	1.25	2
Basis	1.03	5	0.91	1	1.19	1
RER	1.05	6	1.28	4	1.48	5
BRENT	1.10	7	1.41	7	1.59	7
CONS	1.23	8	1.36	6	1.33	4
I	1.23	9	1.19	2	1.27	3
∅	1.08		1.33		1.46	

Tab. 4
Rangfolge der Modelle über die Horizonte (Mittel der Schätzzeiträume)

Horizonte	1 Q	2 Q	3 Q	4 Q	5 Q	6 Q	7 Q	8 Q
X	6	4	4	2	4	2	2	1
M	1	3	3	1	2	4	3	6
U	7	2	2	3	1	3	6	3
G	2	7	6	4	5	5	4	2
Basis	5	5	5	5	6	6	5	5
RER	8	6	8	7	7	7	7	7
BRENT	3	8	7	8	8	8	8	8
CONS	9	9	9	10	10	10	10	10
I	10	10	10	9	9	9	9	9
AR	4	1	1	6	3	1	1	4

me sowie Prognosehorizonte deutlich besser abschneiden als auf Basis von Niveauwerten. Aus diesem Grund werden die Niveaumodelle im Folgenden nicht weiter berücksichtigt.

Beurteilung der Robustheit

Für die Auswahl lediglich eines für Prognosezwecke besten Modells ist die Robustheit der Ergebnisse von entscheidender Bedeutung. Das präferierte Modell sollte optimalerweise den Alternativmodellen sowohl über jeden Prognosehorizont als auch zu jedem Zeitpunkt überlegen sein.

Um zunächst einen Einblick in die Stabilität der Rangfolge der Modelle über die Prognosehorizonte zu gewinnen, ist in Tabelle 4 die Rangfolge der Modelle für die einzelnen Horizonte abgebildet. Im Gegensatz zum obigen Ansatz ist der RMSE hierbei über die Schätzzeiträume, nicht aber über die Horizonte gemittelt. Bemerkenswert ist hierbei insbesondere, dass die Prognosegüte der einzelnen Modelle je nach dem zu prognostizierenden Horizont stark alterniert.

Die Robustheit der Rangfolge über die Schätzzeiträume ist in Tabelle 5 dargestellt. Analog zu dem vorherigen Vorgehen sind die zugrunde liegenden RMSE hierbei nicht über die Zeiträume, sondern über die Horizonte gemittelt. Als zusätzliche Spezifikation ist hierbei der oben dargestellte AR-Prozess berücksichtigt.

Es zeigt sich, dass die Rangfolge auch über die Schätzzeiträume stark variiert. Der im Durchschnitt dominierende AR(2)-Prozess zeigt in weniger als der Hälfte der Schätzzeiträume die beste Prognosegüte. In gleicher Häufigkeit wird er von mindestens sechs Modellen geschlagen und belegt zu vier Zeitpunkten sogar den letzten Rangplatz. Auch die Berechnung des durchschnittlichen Rangplatzes der Modelle lässt an der Überlegenheit des AR(2)-Prozesses zweifeln. Den im Ø besten Rangplatz zeigt das um die Arbeitslosenquote erweiterte Basismodell. Für die Prognose bedeutet dies, dass die Verwendung einer einzelnen Modellspezifikation äußerst problematisch sein kann.

Schlussbemerkung und Ausblick

In diesem Beitrag wurde die Verwendung von VAR-Modellen für die Prognose des realen Bruttoinlandsprodukts in den USA diskutiert. Zunächst wurde ein Basismodell, das neben dem realen BIP den Verbraucherpreisindex und einen kurzfristigen Geldmarktsatz enthält, spezifiziert. Dieses wurde anschließend durch die Aufnahme zusätzlicher makroökonomischer Variablen erweitert. Für die Prognosen wurden die Modelle mit Hilfe eines »Growing-Regression«-Ansatzes für unterschiedliche Zeiträume geschätzt, wodurch die Gefahr einer Fehlausewahl aufgrund von zufälligen Entwicklungen in bestimmten Zeitperioden vermieden werden kann. Die Lag-Struktur der Modelle wurde für die einzelnen Schätzzeiträume anhand des Akaike Informationskriteriums opti-

Tab. 5
Rangfolge der Modelle über die Schätzzeiträume (Mittel der Horizonte)

Schätzzeiträume	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	Ø
X	6	7	6	6	5	4	3	1	5	5	6	8	5	6	6	3	10	5.41
M	8	10	10	5	2	3	2	7	7	8	7	1	6	8	8	2	6	5.88
U	3	4	2	9	4	9	4	3	2	1	4	3	1	9	7	5	7	4.53
G	2	1	5	8	9	8	7	6	3	2	2	7	2	7	5	7	9	5.29
Basis	4	6	4	7	8	7	5	4	6	4	3	6	3	4	9	9	5	5.53
RER	5	8	7	10	10	10	6	5	4	3	5	4	4	5	10	8	8	6.59
BRENT	9	3	9	4	3	2	10	8	8	6	1	2	8	1	2	10	1	5.12
CONS	7	2	3	3	6	5	9	10	9	10	8	9	9	3	3	4	2	6.00
I	1	9	1	2	7	6	8	9	10	9	9	5	10	2	4	6	3	5.94
AR	10	5	8	1	1	1	1	2	1	7	10	10	7	10	1	1	4	4.71

miert. Die Berücksichtigung verschiedener Schätzzeiträume führte dazu, dass auch die jeweiligen Prognosezeiträume alternierten. Die Qualität der Prognosen wurde anhand zweier Maße, dem RMSE, also der Wurzel des mittleren quadratischen Prognosefehlers, und dem Theil'schen Ungleichheitskoeffizienten evaluiert. Die Ergebnisse zeigten, dass die Prognosen des Basismodells in ersten Differenzen, welches zusätzlich durch die Exporte, die Importe sowie die Arbeitslosenquote erweitert wurde, durchschnittlich am besten abschneiden. Diese Modellvarianten wiesen im Vergleich der hier spezifizierten VAR-Modelle die niedrigsten RMSE aus. Der Vergleich mit einem univariaten AR(2)-Prozess für das reale BIP zeigte jedoch die Überlegenheit einer noch sparsameren Modellspezifikation. Dieses Ergebnis sollte allerdings mit der entsprechenden Vorsicht gesehen werden. Die Überprüfung der Robustheit der Prognosegüte hat ergeben, dass die Qualität der Prognosen der verschiedenen Modellvarianten mit dem zugrunde liegenden Schätzzeitraum stark variiert. Die Prognose anhand eines einzelnen Modells ist daher als problematisch zu sehen.

Für die Erstellung von Prognosen scheint es empfehlenswert zu sein, mehrere Modelle simultan zu betrachten, die sich in der Auswahl der Variablen sowie in der Festlegung der jeweiligen Lag-Struktur unterscheiden. Mit Hilfe eines solchen Model-Averaging-Ansatzes ließe sich dann eine Vorhersage generieren, die sich aus dem gewichteten Durchschnitt der einzelnen Modellprognosen herleiten lässt.¹⁰ Die Robustheit der Prognose kann dadurch verbessert werden.

Literatur

- Altissimo, F. und G.L. Violante (2001), »The non-linear dynamics of output and unemployment in the U.S.«, *Journal of Applied Econometrics* 16(4), 461–486.
- Bernanke, B.S., M. Gertler und M. Watson (1997), »Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks«, *Brookings Papers on Economic Activity* (1), 91–142.
- Charemza, W.W. und D.F. Deadman (1992), *New directions in econometric practice*, Edward Elgar Publishing Limited, Cheltenham.
- Engle, R. und C. Granger (1987), »Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing«, *Econometrica* 55, 251–276.
- Erdöl-/Energie-Informationssdienst Nr. 14/05, 4. April 2005.
- Granger, C. und P. Newbold (1987), »Spurious Regressions in Econometrics«, *Journal of Econometrics* 194(2), 111–120.
- Nierhaus, W. und J.-E. Sturm (2003), »Methoden der Konjunkturprognose«, *ifo Schnelldienst* 56(4), 7–23.
- Winker, P. (2002), *Finanzmarkt-Ökonometrie*, Schäffer-Poeschel, Stuttgart.

¹⁰ Die Gewichtung der einzelnen Prognosen könnte sich dabei beispielsweise an dem Kehrwert des RMSE orientieren.

Kasten**Reaktion des Bruttoinlandsprodukts im Euroraum auf einen Ölpreisschock**

Für den Euroraum lassen sich mit Hilfe eines vektorautoregressiven (VAR)-Modells die Auswirkungen eines Ölpreisschocks empirisch beleuchten. VAR-Modelle basieren im Allgemeinen auf zeitreihenanalytischen Verfahren, die sich nicht nur für die Prognose von makroökonomischen Variablen, sondern auch zur Simulation von exogenen Schocks recht gut eignen. Die Reaktionen der relevanten Variablen auf einen Ölpreisschock lassen sich in Form von so genannten Impuls-Antwort-Funktionen darstellen.

Die Analyse stützt sich auf ein VAR-Basismodell mit zunächst fünf endogenen Variablen: dem realen Bruttoinlandsprodukt, der Inflationsrate, dem Ölpreis notiert in US-Dollar, dem Zinssatz für Dreimonatsgeld und dem nominalen Wechselkurs des Euro zum US-Dollar. Die Basisspezifikation wird anschließend erweitert durch die Einbeziehung jeweils eines der Hauptaggregate des realen Bruttoinlandsprodukts, also des privaten Konsums, der Bruttoanlageinvestitionen, des Staatsverbrauchs, der Exporte und der Importe. Für die Integration dieser Variablen werden geeignete Restriktionen gesetzt, so dass das Basismodell unverändert bleibt, d. h. es wird eine block-exogene Struktur erzeugt.

Alle Variablen sind – bis auf die Inflationsrate und den kurzfristigen Geldmarktsatz – logarithmiert. Der Untersuchungszeitraum läuft vom 1. Quartal 1995 bis zum 2. Quartal 2007. Die Anzahl der Lags wurde so gewählt, dass die Störterme in der Basis-spezifikation keine Anzeichen von Autokorrelation und konditionaler Heteroskedastizität aufweisen.

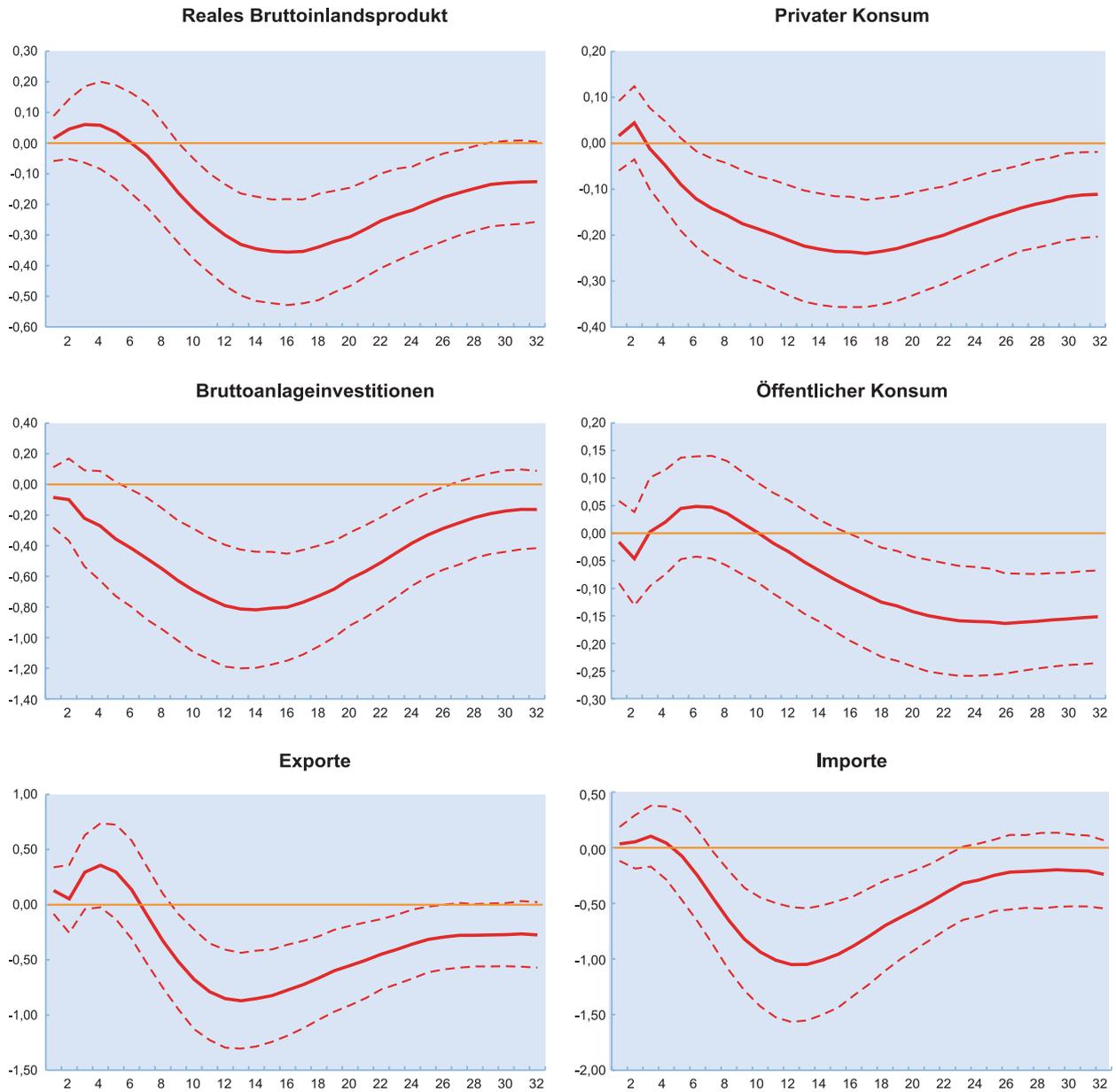
Auf Basis des geschätzten VAR-Modells werden die Impuls-Antwort-Funktionen der Variablen auf einen Ölpreisschock generiert. Zur Identifikation des Schocks wird dabei unterstellt, dass alle Variablen auf einen unvorhergesehenen Anstieg des Ölpreises zeitgleich reagieren. Abbildung 2.3 fasst die Reaktionen der Variablen zusammen. Die Impuls-Antworten sind durch die durchgezogenen Linien dargestellt, die aus dem Mittelwert von 1 000 Bootstrap-Ziehungen berechnet wurden. Die gestrichelten Linien bezeichnen zum Konfidenzniveau von 95% den statistischen Unsicherheitsbereich. Die Nulllinie entspricht den jeweils prognostizierten Expansionspfaden der betrachteten Variablen, die sich ohne Ölpreisschock ergeben. Die vertikale Achse misst die Abweichung von der Prognose der Expansionspfade ohne Schocks in Prozentpunkten; die horizontale Achse stellt den Zeitraum, gemessen in Quartalen, nach dem Eintreten des Ölpreisschocks dar. Der Ölpreisschock selbst reflektiert eine vorübergehende Erhöhung des Ölpreises um etwa 12%, was dem beobachteten Anstieg des Ölpreises – gemessen an der Notierung für die Sorte Brent in US-Dollar – im 3. Quartal 2007 nahezu entspricht. Der Anstieg des Ölpreises läuft nach sechs Quartalen sukzessive aus.

Die Expansion des realen Bruttoinlandsprodukts reagiert zeitlich verzögert auf einen Ölpreisschock und verlangsamt sich nach ungefähr neun Quartalen signifikant. Die Abflachung des Produktionsanstiegs erreicht ihren maximalen Wert nach knapp dreieinhalb Jahren. Die Reaktion des Bruttoinlandsprodukts auf einen unvorhergesehenen Anstieg des Ölpreises impliziert dabei einen Zuwachsverlust von knapp 0,35 Prozentpunkten gegenüber dem Prognoseszenario ohne Schock.

Ein Blick auf die Hauptkomponenten des Bruttoinlandsprodukts legt nahe, dass der private Konsum und die Bruttoanlageinvestitionen vergleichsweise sensitiv auf den Ölpreisschock reagieren. Der Konsum weist einen maximalen Zuwachsverlust von knapp 0,25 Prozentpunkten auf, der sich nach etwa 16 Quartalen einstellt. Die Bruttoanlageinvestitionen sind mit einem Zuwachsverlust von 0,8 Prozentpunkten noch stärker betroffen. Der Staatsverbrauch hingegen passt sich vergleichsweise träge an. Der Anstieg liegt nach 26 Quartalen 0,2 Prozentpunkte unterhalb des prognostizierten Zuwachses, der sich ohne Ölpreisschock eingestellt hätte. Dies impliziert, dass der Staatsverbrauch eher indirekt von einem unvorhergesehenen Anstieg des Ölpreises betroffen ist und vielmehr durch die nachlassende gesamtwirtschaftliche Produktionszunahme gebremst wird. Die Entwicklung der Nettoexporte hingegen scheint der schwächeren Expansion der Produktion zunächst entgegenzuwirken. Zwar erhöhen sich die Exporte nach dem Ölpreisschock weniger dynamisch, gleichzeitig aber wird der Anstieg der Importe gedämpft. Während sich die negativen Effekte auf die Exporte nach neun Quartalen einstellen, zeigen sie auf die Importe bereits nach sieben Quartalen eine signifikante Wirkung, die überwiegend auf die schwächere binnenwirtschaftliche Dynamik zurückzuführen ist, so dass der Gesamteffekt die Expansion der Nettoexporte vorübergehend eher positiv beeinflusst.

Für den Euroraum lässt sich zusammenfassend sagen, dass der Anstieg des Bruttoinlandsprodukts nach einem Ölpreisschock in Höhe von reichlich 10% um 0,3 bis 0,4 Prozentpunkte gedrosselt wird. Die Abflachung der Dynamik setzt jedoch zeitlich verzögert ein und erreicht ihren maximal bremsenden Effekt nach etwa drei bis vier Jahren. Die Binnennachfrage ist am stärksten betroffen, da sowohl der private Konsum als auch die Bruttoanlageinvestitionen sensitiv reagieren. Die Reaktion seitens des Außenhandels wirkt dagegen zumindest zeitweise stimulierend.

Abb. 2.3
Impuls-Antwort Funktionen



Erläuterung: Reaktion des Bruttoinlandsprodukts im Euroraum sowie der einzelnen Hauptkomponenten auf einen Ölpreisschock. Durchgezogene Linie: Impuls-Antworten. Gestrichelte Linien: 95 % Konfidenzniveau. Berechnungen des ifo Instituts.

Kasten

Auswirkungen des Rohölpreiserückgangs auf die deutsche Konjunktur

Trotz der geopolitischen Spannungen mit einigen wichtigen Erdöllieferanten in Osteuropa sowie im Nahen Osten sind die Rohölpreise seit Mitte Juni 2014 von 115 US-Dollar pro Barrel auf unter 70 US-Dollar Anfang Dezember gesunken. Ein derartiger Preisverfall kann für Deutschland erhebliche Auswirkungen auf die wirtschaftliche Entwicklung haben, deren Ausmaß allerdings entscheidend von den Ursachen des Ölpreiserückgangs abhängt. Fällt der Ölpreis infolge einer Ausweitung der Ölförderung oder einer rein spekulationsbedingten Abnahme der Ölnachfrage, sollte dies einen positiven Effekt auf die gesamtwirtschaftliche Entwicklung in Deutschland haben. Vollkommen anders verhält es sich, wenn der Ölpreisverfall das Resultat einer Abkühlung der Weltkonjunktur ist. Dann würde sich nämlich die wirtschaftliche Expansion in Deutschland kaum beschleunigen oder gar verlangsamen.

In diesem Kasten sollen die Effekte der drei unterschiedlichen Arten eines Ölpreiserückgangs auf das deutsche Bruttoinlandsprodukt untersucht und eine Abschätzung der Auswirkungen des jüngsten Ölpreisverfalls auf die konjunkturelle Entwicklung vorgenommen werden. Zurückgegriffen wird dabei auf ein vektorautoregressives (VAR) Zeitreihenmodell, das folgendermaßen dargestellt werden kann:

$$\begin{pmatrix} \text{Ölproduktion}_t \\ \text{Ölpreis}_t \\ \text{Weltproduktion}_t \\ \text{Wechselkurs}_t \\ \text{BIP_DE}_t \\ \text{Deflator_DE}_t \\ \text{Zins_DE}_t \end{pmatrix} = c + \sum_{i=1}^{i=2} A_i \begin{pmatrix} \text{Ölproduktion}_{t-i} \\ \text{Ölpreis}_{t-i} \\ \text{Weltproduktion}_{t-i} \\ \text{Wechselkurs}_{t-i} \\ \text{BIP_DE}_{t-1} \\ \text{Deflator_DE}_{t-1} \\ \text{Zins_DE}_{t-1} \end{pmatrix} + B \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{\text{Ölangebot}} \\ \varepsilon_t^{\text{Ölnachfrage}} \\ \varepsilon_t^{\text{Weltkonjunktur}} \\ \varepsilon_t^4 \\ \varepsilon_t^5 \\ \varepsilon_t^6 \\ \varepsilon_t^7 \end{pmatrix},$$

wobei *Ölproduktion*, *Ölpreis*, *Weltproduktion* und *Wechselkurs*, die natürlichen Logarithmen der realen Ölproduktion, des Ölpreises, der Weltindustrieproduktion beziehungsweise des nominalen Euro-Dollar-Wechselkurses kennzeichnen. *BIP_DE* und *Deflator_DE* stehen für den Logarithmus des realen BIP und des dazugehörigen Deflators in Deutschland. *Zins_DE* ist die nominale Verzinsung zehnjähriger Bundesanleihen. Die Datenfrequenz ist vierteljährlich und der Schätzzeitraum ist 1991:Q1–2014:Q3. *c* ist der 7 X 1 Vektor, der die Achsenabschnitte der einzelnen Gleichungen beinhaltet. *A₁*, *A₂* sind 7 X 7 Koeffizientenmatrizen, die die gegenseitigen Interdependenzen zwischen den laufenden und vergangenen Werten der endogenen Modellvariablen darstellen. *B* ist eine 7 X 7 Matrix, die den Zusammenhang zwischen den beobachtbaren Residuen der reduzierten Form des VARs *u_t* und den potentiell unbeobachtbaren strukturellen Schocks *ε_t* darstellt:

$$\begin{pmatrix} u_t^1 \\ u_t^2 \\ u_t^3 \\ u_t^4 \\ u_t^5 \\ u_t^6 \\ u_t^7 \end{pmatrix} = B \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{\text{Ölangebot}} \\ \varepsilon_t^{\text{Ölnachfrage}} \\ \varepsilon_t^{\text{Weltkonjunktur}} \\ \varepsilon_t^4 \\ \varepsilon_t^5 \\ \varepsilon_t^6 \\ \varepsilon_t^7 \end{pmatrix} \Leftrightarrow u_t = B\varepsilon_t$$

Um die strukturellen Schocks zu identifizieren, greifen wir auf die Methode der Vorzeichenrestriktionen zurück. Dabei werden zwei ölmarktspezifische Schocks – ein angebots- und ein nachfrageseitiger – sowie ein globaler Konjunkturschock identifiziert.¹ Bezüglich des Ölangebotschocks $\varepsilon_t^{\text{Ölangebot}}$ wird unterstellt, dass er kurzfristig (für zwei Quartale) zu einem Anstieg der Ölproduktion, einem Rückgang der Ölpreise und einem Anstieg der Weltindustrieproduktion führt. Ein derartiger Schock könnte beispielsweise daher rühren, dass neue Erdölfelder erschlossen werden oder aufgrund einer verbesserten geopolitischen Lage die Produktionsmenge erhöht wird. Ein ölmarktspezifischer Nachfrageschock dagegen lässt sowohl die Ölproduktion als auch den Ölpreis kurzfristig sinken. Zugleich wird dabei unterstellt, dass die globale Industrieproduktion nicht fällt. Ein ölspezifischer Nachfrageschock $\varepsilon_t^{\text{Ölnachfrage}}$ erfasst überraschende Ölnachfrageschwankungen, die vor allem Spekulations- oder Vorsichtsmotive widerspiegeln und unabhängig von der globalen konjunkturellen Entwicklung auftreten. Schließlich wird auch ein Weltkonjunkturschock $\varepsilon_t^{\text{Weltkonjunktur}}$ identifiziert. Dieser soll die Ölproduktion, den Ölpreis und die globale Industrieproduktion kurzfristig sinken lassen. $\varepsilon_t^{\text{Weltkonjunktur}}$ erfasst unerwartete Fluktuationen in der globalen wirtschaftlichen Aktivität, die unabhängig vom Geschehen am Erdölmarkt auftreten.

Die Ergebnisse deuten auf wichtige qualitative Unterschiede zwischen den einzelnen Schocks hin. Während Ölpreiserückgänge aufgrund von ölangebots- oder ölnachfrageseitigen Schocks zu einem Anstieg des deutschen Bruttoinlandsprodukts führen, gehen Erdölverbilligungen infolge einer Eintrübung der Weltkonjunktur mit einer Verringerung der wirtschaftlichen Aktivität in der Deutschland einher. Ferner gehen von angebotsseitigen Ölpreiserückgängen die stärksten stimulierenden Effekte aus, deren maximale Wirkung etwa sechs Quartale nach dem Schock erreicht wird. Tabelle 3.1 (Effekte von Ölpreisschocks) fasst die Auswirkungen der drei Schocks auf die Zuwachsrate des Bruttoinlandsprodukts in Deutschland in den Jahren 2015 und 2016 zusammen, die sich unter der Annahme ergeben, dass es im Prognosezeitraum zu keinen weiteren Schocks mehr kommt. Dabei werden die drei Schocks jeweils so gewählt, dass sie mit einem 20-prozentigen Ölpreiserückgang einhergehen, was in etwa dem durchschnittlichen Preisrückgang vom dritten auf das vierte Quartal 2014 entspricht. Da diese Prognose von keiner weiteren Verlangsamung des globalen Expansionstempos im Spätherbst 2014 ausgeht, erscheint es unwahrscheinlich, dass im vierten Quartal dieses Jahres ein starker unvorhergesehener Einbruch der Weltkonjunktur stattgefunden haben dürfte. Entsprechend dürfte der starke Ölpreiserückgang vor allem auf die beiden anderen Schocks zurückzuführen sein. Somit wird die Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts in Deutschland im kommenden Jahr durch den Ölpreiserückgang wohl deutlich stimuliert werden. Den vorliegenden Schätzungen zufolge könnte das Bruttoinlandsprodukt um bis zu 0,5 Prozentpunkte höher ausfallen, als wenn der Ölpreis vom dritten auf das vierte Quartal konstant geblieben wäre. Je nachdem welche Bedeutung dem

Tab. 3.1
Effekte von Ölpreisschocks auf die deutsche Konjunktur

Jahr	Effekte der drei Schocks auf die BIP-Zuwachsrate (in Prozentpunkten)		
	Ölangebot	Ölnachfrage	Weltkonjunktur
2015	0,4	0,5	- 0,2
2016	0,6	- 0,2	0,0

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.
ifo Institut Dezember 2014

ölspezifischen Nachfrageschock bzw. dem Weltkonjunkturschock beige-messen wird, dürfte der Effekt auf das deutsche Bruttoinlandsprodukt geringer ausfallen. Sollte ein Ölangebotschock maßgeblich gewesen sein, dürften zudem die konjunkturellen Auswirkungen des Ölpreiserückgangs auch noch in 2016 zu spüren sein. Allerdings dürften die gesamtwirtschaftlichen Effekte auch deshalb etwas geringer ausfallen, da im Modell die Ölpreisschocks mit einem unveränderten Euro-Dollar-Wechselkurs gerechnet werden. Tatsächlich aber ging der Ölpreisverfall mit einer Abwertung des Euro einher, so dass der Rückgang der Rohölpreise in Euro gerechnet vom dritten auf das vierte Quartal bei lediglich 15% und damit bei nur drei Viertel des in Dollar gerechneten Ölpreiserückgangs lag. Alles in allem wird in der vorliegenden Prognose davon ausgegangen, dass die Zuwachsrate des Bruttoinlandsprodukts im kommenden Jahr allein aufgrund des Ölpreiserückgangs um etwa ein Viertel Prozentpunkt höher liegt.

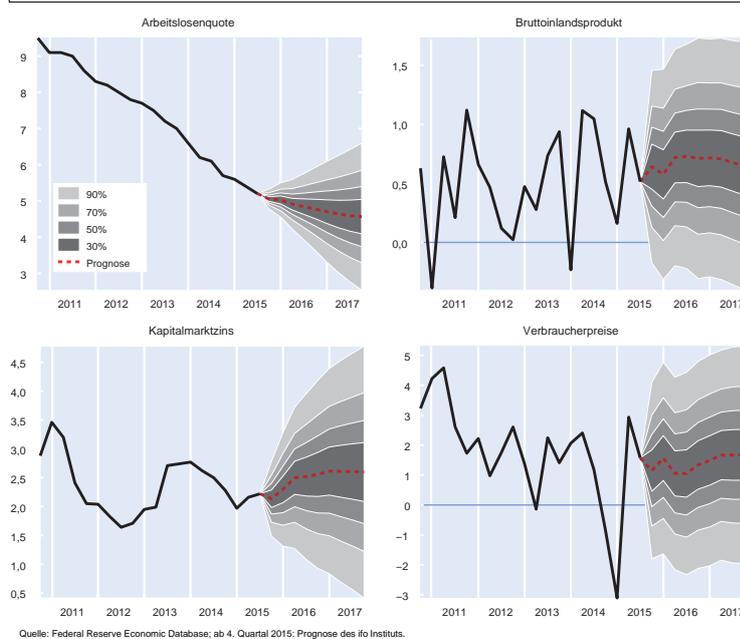
¹ Vgl. G. Peersman und I. Van Robays, »Oil and the Euro area economy,« Economic Policy 24, Oktober, 2009, S. 603–651.

Kasten
Zur Prognose der US-Konjunktur mit Bayesianischen VAR-Modellen

Zur Prognose makroökonomischer Größen wie dem Bruttoinlandsprodukt oder der Inflationsrate ist es empfehlenswert, eine Vielzahl von Informationsvariablen zu berücksichtigen. Jedoch stoßen klassische Zeitreihenmethoden und insbesondere vektorautoregressive (VAR-)Modelle häufig schon bei einer Handvoll Variablen an ihre Grenzen. Die Folge sind ungenaue Parameterschätzer und Prognosen. Das ifo Institut nutzt daher neben einem Kombinationsansatz (vgl. Carstensen et al. 2009) auch Bayesianische VAR-Modelle, um diesem Dimensionsproblem zu entgegnen. Im Gegensatz zum Kombinationsansatz wird bei dieser Methode nicht eine Vielzahl kleiner Modelle kombiniert, sondern ein einziges großes Modell geschätzt. Dieses Vorgehen erlaubt somit eine in sich schlüssige Prognose einer Vielzahl makroökonomischer Größen. Zudem dienen Bayesianische VAR-Modelle nicht nur der Kurzfristprognose, sondern sie werden in der Praxis auch auf längerfristige Prognosehorizonte (mehr als zwei Quartale) angewandt. Das Dimensionsproblem wird dabei überwunden, indem der Informationsgehalt der vorhandenen Daten mit subjektiven Einschätzungen des Prognostikers verbunden wird. Für stationäre Variablen, wie dem Zuwachs des Bruttoinlandsprodukts oder der Inflationsrate, bedeutet dies, dass der historische Mittelwert der Reihe als Prognosewert beibehalten wird, solange die vorhandenen Daten kein deutliches Signal für einen höheren oder niedrigeren Wert liefern.

Während Bayesianische VAR-Modelle durchaus 100 und mehr Informationsvariablen aufnehmen können, hat sich herausgestellt, dass auch eine kleinere Anzahl sorgfältig ausgewählter Variablen ausreicht, um präzise Prognosen zu erstellen (vgl. Berg und Henzel 2015). Das ifo-Modell für die USA beinhaltet daher 18 Zeitreihen, die neben den Größen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung und Preisen

Abb. 1.5
Prognose ausgewählter US-Variablen



sen auch Produktions- und Arbeitsmarktdaten, Stimmungsindikatoren sowie Finanzmarktvariablen umfassen. Der Schätzzeitraum geht aktuell von 1985 Q2 bis 2015 Q3. Abbildung 1.5 zeigt beispielhaft die Prognosen für die Arbeitslosenquote, den Zuwachs des Bruttoinlandsprodukts in den Vorquartalen, den Kapitalmarktzins (Rendite für eine zehnjährige US-Staatsanleihe) und die Verbraucherpreis-inflation für den Zeitraum von 2015 Q4 bis 2017 Q4. Neben der mittleren Prognose (Punktprognose) stellt die Abbildung auch die simulierte Unsicherheit anhand von Prognoseintervallen (Fan Charts) dar, die die Punktprognose mit einer Wahrscheinlichkeit von 90%, 70%, 50% bzw. 30% abdecken. So liegt z.B. der Zuwachs des Bruttoinlandsprodukts im vierten Quartal 2015 mit einer Wahrscheinlichkeit von 70% zwischen 0,1% und 1,2% oder die Arbeitslosenquote am Ende des Prognosezeitraums mit einer Wahrscheinlichkeit von 90% zwischen 2,5% und 6,5%. Darüber hinaus kann aus der Prognoseverteilung auch die Eintrittswahrscheinlichkeit eines bestimmten Ereignisses abgeleitet werden (vgl. Berg 2015a). So beträgt die Wahrscheinlichkeit für eine Rezession im Winterhalbjahr (2015 Q4 und 2016 Q1) in den USA derzeit lediglich 2,5%. Nicht zuletzt ist das Bayesianische VAR-Modell auch ein nützliches Instrument, um makroökonomische Szenarien durchzuspielen. So kann z.B. der Rohölpreis oder der Notenbankzins auf einem bestimmten Niveau festgehalten und bedingte Prognosen für Bruttoinlandsprodukt oder Inflationsrate berechnet werden (vgl. Berg 2015b).

Die ökonometrische Prognose von makroökonomischen Zeitreihen steht häufig vor dem Problem, dass die verwendeten Indikatoren und die Zielzeitreihe in verschiedenen Frequenzen vorliegen. So ist das Bruttoinlandsprodukt nur auf Quartalsbasis verfügbar, während die meisten Indikatoren, wie z.B. das ifo Geschäftsklima, monatlich erhoben werden. Der vorliegende Artikel¹ stellt zwei Modellklassen aus der neueren Literatur vor, die – anders als die klassischen Brückengleichungen – Schätzungen mit gemischten Frequenzen ohne aggregationsbedingten Informationsverlust erlauben: MIDAS-Modelle und VAR-Zustandsraummodelle. Diese Verfahren haben den zusätzlichen Vorteil, dass hochfrequente Informationen, die innerhalb einer Periode hinzukommen, problemlos in die Prognose einbezogen werden können. Anhand einer Fallstudie für das deutsche Bruttoinlandsprodukt wird gezeigt, dass die neuen Modellklassen genauere Prognosen als die üblichen Zeitreihenmodelle liefern. Die neuen Verfahren werden am ifo Institut zur Kurzfristprognose eingesetzt.

Die zukünftige Entwicklung von makroökonomischen Zeitreihen ist von zentraler Bedeutung für viele wirtschaftliche und politische Akteure. Besondere Aufmerksamkeit nimmt dabei das Bruttoinlandsprodukt (BIP) ein, das die umfassendste Aggregation gesamtwirtschaftlicher Aktivität darstellt. Das Bruttoinlandsprodukt und seine Wachstumsrate werden oft als Maßstäbe für den Zustand und die Entwicklung einer Volkswirtschaft interpretiert.² Sie beeinflussen u.a. die Zinsentscheidungen von Zentralbanken, die Budgetplanungen des Staates, die Investitionsentscheidungen von Unternehmen und den privaten Konsum. Da solche Entscheidungen typischerweise zukunftsgerichtet sind, ist eine möglichst zuverlässige Prognose von großer Bedeutung.

Die makroökonomische Prognose wirtschaftlicher Kennzahlen basiert oft auf Modellen, in denen die Zielgröße zu Indikatoren in Beziehung gesetzt wird, die einen Informationsgehalt bezüglich der weiteren wirtschaftlichen Entwicklung besitzen. In der Praxis ist man jedoch mit dem zentralen Problem konfrontiert, dass die Indikatoren und die Zielgröße oft zu verschiedenen Frequenzen erhoben werden. Standardmodelle in der Zeitreihenökono-

metrie gehen jedoch davon aus, dass alle verwendeten Zeitreihen dieselbe Frequenz besitzen. Ein klassisches Beispiel ist die Prognose des Bruttoinlandsprodukts. Nahezu alle wichtigen Frühindikatoren werden monatlich erhoben, während das Bruttoinlandsprodukt nur auf Quartalsebene vorliegt. Einige Indikatoren sind sogar auf Wochen- oder Tagesbasis verfügbar.³ Hier stellt sich die Frage, inwieweit diese hochfrequenten Informationen insbesondere für die Kurzfristprognose genutzt werden können.

Die Standardlösung ist eine zweistufige Prozedur. Zunächst werden alle Daten auf die niedrigste Frequenz aggregiert und darauf aufbauend wird ein Zeitreihenmodell geschätzt. Dieses Vorgehen hat zwei schwerwiegende Nachteile. Zum einen werden durch die Aggregation hochfrequente Informationen zerstört, welche für die Prognose nützlich sein könnten. Zum anderen sind die auf der niedrigeren Frequenz operierenden Standardzeitreihenmodelle nicht in der Lage, Informationen zu verarbeiten, die innerhalb des zu prognostizierenden Zeitintervalls veröffentlicht werden. Soll z.B. Ende Februar eines Jahres die Wachstumsrate des Bruttoinlandsprodukts im ersten Quartal prognostiziert werden, kann z.B. das ifo Geschäftsklima im Januar und Februar für die Berechnung nicht verwendet werden.

¹ Dieser Artikel basiert auf Forschungsergebnissen des DFG-Projektes am ifo Institut »Modellierung von Zeitreihen verschiedener Frequenzen, Konjunkturanalyse und die Analyse der Interaktion zwischen dem Real- und Finanzsektor«.

² Wenn in der öffentlichen Diskussion über »Wachstum« gesprochen wird, dann bezieht sich dies meist auf die Wachstumsrate des BIP.

³ Als Beispiele seien Wechsel- und Aktienkurse oder Rohstoffpreise genannt. Im Prinzip können auch Minutendaten als Basis für Prognosen dienen.

In der aktuellen Forschung sind zwei neuere Zeitreihenmodelle entwickelt worden, die sich mit diesem Aspekt der gemischten Frequenzen beschäftigen: die MIDAS-Modelle und die vektorautoregressiven Zustandsraummodelle. Der vorliegende Aufsatz stellt diese zwei Ansätze zur Modellierung von gemischten Frequenzen vor. Darüber hinaus werden diese mit dem älteren Ansatz der Brückengleichungen verglichen. Diese Modellklasse der gemischten Frequenzen erlaubt die Beantwortung vieler aktueller Fragen. Zum einen besteht die Möglichkeit zu untersuchen, inwieweit (Tages- oder Wochen-)Informationen innerhalb des aktuellen Quartals zur Verbesserung der Prognose makroökonomischer Kenngrößen beitragen können. Zum anderen erlauben die Modelle zeitreihenökonomisch zu analysieren, inwieweit Interaktionen zwischen Finanz- und Realwirtschaft bestehen. Dies ist vor allem vor dem Hintergrund der aktuellen Wirtschafts- und Finanzkrise von Relevanz. Selbst die Zusammenführung und Analyse von hochfrequenten Zeitreihen der Finanzmärkte (z.B. Minuten- und Tagesdaten) und von niedrigfrequenten Zeitreihen aus der Realwirtschaft (z.B. Quartals- und Jahresdaten) ist auf der Basis der neuen Modelle möglich geworden.

Nach Vorstellung der Zeitreihenmodelle wird im Rahmen einer kleinen Fallstudie die Prognosegüte der neuen und der klassischen Verfahren insbesondere für die kurze Frist verglichen. Die Zielzeitreihe ist das Bruttoinlandsprodukt Deutschlands. Um die Lesbarkeit zu vereinfachen, werden in dem Artikel die Modelle vor allem am Beispiel der Mischung von Monats- und Quartalsdaten vorgestellt. Grundsätzlich sind alle drei Modellklassen in der Lage, jegliche Frequenzmischungen zu verarbeiten. Für eine Verallgemeinerung siehe Wohlrabe (2009a).

Die klassische Lösung des Problems der gemischten Frequenzen

Üblicherweise wird das Problem unterschiedlicher Frequenzen durch Transformation der Zeitreihen umgangen. Dabei bestehen zwei grundlegende Optionen. Entweder werden die hochfrequenten Variablen auf die niedrigste Frequenz aggregiert oder die niedrigfrequenten Variablen werden auf die höchste Frequenz interpoliert. So werden z.B. bei der Verwendung von Monats- und Quartalsdaten im ersten Fall die Monatsdaten zu Quartalsdaten aggregiert und im zweiten Fall werden die Quartalsdaten zu Monatsdaten interpoliert.

Die häufigste Form der Aggregation ist die Durchschnittsbildung über eine Periode der niederen Frequenz (z.B. Dreimonatsdurchschnitt für ein Quartal). Alternativ wird bei Bestandsvariablen der letzte Monatswert im Quartal verwendet, und im Falle von Flussvariablen werden die drei Monatswerte addiert.

Die Interpolation von Quartals- auf Monatsdaten kann auf Basis rein statistischer Verfahren, wie z.B. die lineare oder kubische Interpolation, auf Basis der Regression auf andere Zeitreihen⁴, oder durch Nutzung von Zustandsraummodellen erfolgen. Letztere modellieren ein multivariates System von Zeitreihen auf der höchsten Frequenz und behandeln die fehlenden Beobachtungen letztlich als zu schätzende Werte.⁵

Im Prinzip handelt es sich bei diesen klassischen Lösungen um zweistufige Verfahren. Im ersten Schritt werden alle Zeitreihen in eine gleiche Frequenz transformiert. Im zweiten Schritt werden das zeitreihenökonomische Modell auf der einheitlichen Frequenz geschätzt und darauf aufbauend die Prognosen berechnet. Die Standardverfahren, ihre Spezifikation und die darauf aufbauende Berechnung der Prognosen werden in Robinsonov und Wohlrabe (2010) ausführlich erläutert.

Die Transformationslösung ist jedoch unbefriedigend. Durch die Aggregation gehen Informationen verloren, insbesondere die Dynamik der hochfrequenten Variablen. Bei der Interpolation besteht erhebliche Schätzunsicherheit bezüglich des Interpolationsverfahrens, da es kein »wahres« Verfahren gibt. Methoden, die eine Transformation der Daten umgehen, sollten deshalb bessere Prognosen erwartet lassen.

In der Tat zeigen Ghysels und Valkanov (2006) und Hyung und Granger (2008) auf Basis theoretischer Modelle, dass die Prognosegüte bei der Nutzung von gemischten Frequenzen höher ist als bei Modellen, bei denen die Daten aggregiert werden müssen. Die empirische Literatur bestätigt dieses Ergebnis.⁶

Brückengleichungen

Brückengleichungen (»bridge equations«) werden häufig für die Kurzfristprognose insbesondere des Bruttoinlandsprodukts verwendet.⁷ Der Name ist darauf zurückzuführen, dass eine Brücke zwischen der hoch- und der niedrigfrequenten Variablen »gebaut« wird. Im strengen Sinne operieren Brückengleichungen nur auf einer Frequenz, nämlich der niedrigeren. Verwendet man einen hochfrequenten Indikator x , so wird dieser zunächst auf die niedrige Frequenz

⁴ Die klassische Referenz ist Chow und Lin (1971). Siehe Seiler (2009) für weiterführende Details.

⁵ Siehe Angelini, Henry und Marcellino (2006) für weitere Details und einen Vergleich unterschiedlicher Interpolationsverfahren.

⁶ Weitere Informationen finden sich in dem Abschnitt über empirische Evidenz. Einen ausführlichen Überblick liefert Wohlrabe (2009a).

⁷ Brückengleichungen werden insbesondere häufig an Zentralbanken verwendet. Dies dokumentiert sich darin, dass die Mehrheit der Veröffentlichungen in diesem Bereich von Autoren an Zentralbanken stammt. Siehe Wohlrabe (2009a) für einen Überblick.

aggregiert. Dann wird er in das typischerweise verwendete ADL-Modell («autoregressive distributed lag») aggregiert.

$$(1) \quad y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \gamma_j x_{t-j} + \varepsilon_t$$

integriert. Die zu prognostizierende niedrigfrequente Variable y_t , hängt zum einen von den p eigenen Verzögerungen ab. Zum anderen besitzt der auf die niedrige Frequenz transformierte Indikator x sowohl einen vorlaufenden (bis zu q Verzögerungen) als auch einen kontemporären Einfluss auf die Zielvariable y .⁸ Das ADL-Modell kann um weitere Variablen erweitert werden, die zu unterschiedlichen Frequenzen erhoben worden sind.

Um eine Kurzfristprognose für das aktuelle Quartal durchführen zu können, muss ein aktueller Quartalsdurchschnitt des hochfrequenten Indikators x vorliegen. Sind aber noch nicht alle Monatswerte bekannt, so müssen die fehlenden Werte bis zum Ende des Quartals fortgeschrieben werden, um zu einer Quartalszahl aggregiert werden zu können. Dafür gibt es mehrere Möglichkeiten, die sowohl von den Daten als auch von dem Zeitpunkt der Prognose abhängen. In der Literatur werden dazu häufig zwei Ansätze verwendet. Am einfachsten ist die naive Prognose der fehlenden Monatswerte, worunter die Fortschreibung des letzten beobachteten Wertes verstanden wird. Alternativ wird ein separates Zeitreihenmodell, z.B. ein autoregressives Modell, in Monatsfrequenz benutzt.

Das MIDAS-Modell

Grundsätzlich besteht die Möglichkeit, die niederfrequente Zielvariable direkt auf einen hochfrequenten Indikator zu regressieren, ohne dass dieser vorher aggregiert wird. Der Nachteil einer unrestringierten Schätzung kann darin bestehen, dass zu viele Koeffizienten geschätzt werden müssen (Parameterproliferation) und so die Schätzunsicherheit zunimmt. Wird z.B. vermutet, dass eine quartalsweise vorliegende Zielvariable y von den zurückliegenden Ausprägungen eines ganzen Jahres des monatlich erhobenen Indikators x abhängt, so müssen dafür zwölf Koeffizienten geschätzt werden (ein Koeffizient pro zurückliegendem Monat), während im Rahmen einer Brückengleichung auf Quartalsebene nur vier Koeffizienten bestimmt werden müssen (ein Koeffizient pro Quartal). Der unrestringierte Ansatz wurde in einem Aufsatz von Koenig, Dolmas und Piger (2003) verwendet, ansonsten aber kaum in der Literatur genutzt.

⁸ Diese kontemporären Einflüsse sind wichtig für die Kurzfristprognose, da sie eine aktuelle Schätzung z.B. des Bruttoinlandsprodukts für das laufende Quartal erlauben. Ein solcher Nowcast bildet häufig die Basis für alle weiteren Prognosen. Das Statistische Bundesamt veröffentlicht eine erste Schätzung des Bruttoinlandsprodukts erst sechs Wochen nach Ablauf eines Quartals.

Ein Ansatz, der das Problem der Parameterproliferation vermeidet, ist das MIDAS-Modell (vgl. Box 1 für eine formale Erläuterung). Die Abkürzung MIDAS steht für Mixed Data Sampling. Diese Modellklasse ist eng verwandt mit den verzögerten Lagstrukturmodellen und wurde von Ghysels, Santa-Clara und Valkanov (2004) zur Schätzung bei gemischten Frequenzen vorgeschlagen. Im Kern geht es darum, bei der Regression der niederfrequenten Zielvariable auf den hochfrequenten Indikator eine Gewichtungsfunktion der Verzögerungen vorzugeben, mit deren Hilfe die Anzahl der zu schätzenden Parameter gegenüber dem unrestringierten Ansatz erheblich verringert wird. Anstatt also jeder Verzögerung einen freien Parameter zuzuweisen, wird in MIDAS-Modellen nur ein Parameter für die addierten gewichteten Verzögerungen spezifiziert. Die Gewichtungsfunktion selbst hängt nur von wenigen Parametern ab.

In Abbildung 1 sind vier verschiedene Beispiele einer exponentiellen Almon-Gewichtungsfunktion dargestellt. Es zeigt sich, dass durch die Wahl der zwei Parameter θ_1 und θ_2 unterschiedlichste Gewichtungsverläufe dargestellt werden können. So gehen im Quadranten links oben die Gewichte mit zunehmender Verzögerung zurück, was die Vermutung widerspiegelt, dass weiter zurückliegende Ereignisse weniger Einfluss auf die Prognose haben. In der Praxis sind aber auch die anderen Gewichtungsverläufe prinzipiell relevant. Für den Anwender besteht die Möglichkeit, die Gewichtungsfunktion aus den Daten schätzen zu lassen, zu restringieren (z.B. fallende Gewichte), oder *a priori* vorzugeben, wenn dies sich z.B. aus theoretischen Erwägungen ergibt. Insgesamt wird deutlich, dass das MIDAS-Modell eine sehr sparsame aber trotzdem flexible Parametrisierung der Verzögerungen erlaubt.

Für die Prognose ist zu beachten, dass MIDAS-Modelle als direkte Prognosemodelle spezifiziert werden. Das bedeutet, dass für eine h -Schritt-Prognose ein Modell gewählt wird, in dem die Zielvariable von der h -ten und höheren Verzögerungen abhängt. Folglich muss für jeden Prognosehorizont ein separates Modell aufgestellt und geschätzt werden. So hängt die Zielvariable im Modell für eine Einschnitt-Prognose von der ersten und höheren Verzögerungen ab, im Modell für eine Vierschnitt-Prognose von der vierten und höheren Verzögerungen.

Vektorautoregressive Zustandsraummodelle

Zustandsraummodelle sind eine sehr flexible Modellklasse, in deren Rahmen eine Vielzahl von klassischen und neuen Zeitreihenmodellen geschätzt werden kann. Ein Zustandsraummodell besteht immer aus einer Zustandsgleichung, die eine unbeobachtbare Variable modelliert, und aus einer Beobachtungsgleichung, welche diese latente Variable in Beziehung zu den beobachtbaren Variablen setzt.

Box 1
MIDAS-Modelle

Das einfachste MIDAS-Modell ist gegeben durch:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 B(L^{1/m}, \theta) x_{t-1}^{(m)} + \varepsilon_t^{(m)},$$

wobei $B(L^{1/m}, \theta) = \sum_{k=0}^K B(k; \theta) L^{k/m}$ eine Gewichtungsfunktion ist und $L^{k/m} = X_{t-1-k/m}^{(m)}$ einen fraktionalen Lag-Operator darstellt. Der Index t repräsentiert die niedrigere Frequenz und m entspricht dem Mischungsverhältnis der Frequenzen. Wenn z.B. Monats- und Quartalsdaten verwendet werden, dann entspricht m gleich drei, da drei Monate einem Quartal entsprechen.

Um ein Beispiel zu geben, nehmen wir an, dass $m = 3$ und $K = 6$ (6 Monate als Verzögerungen (Lags)), dann gilt

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 B(L^{1/3}, \theta) x_{t-1}^{(3)} + \varepsilon_t^{(3)}$$

mit $B(L^{1/3}, \theta) = \sum_{k=0}^6 B(k; \theta) L^{k/3}$. Je nach Prognosehorizont ergibt sich das konkrete Modell. Gilt ein Prognosehorizont

von einem Quartal ($h=1$), dann gilt $L^{k/3} = X_{t-1-k/3}^{(3)}$. Somit ergibt sich

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 \left(B(0, \theta) x_{t-1}^{(3)} + B(1, \theta) x_{t-1-1/3}^{(3)} + \dots + B(6, \theta) x_{t-3}^{(3)} \right) + \varepsilon_t^{(3)}.$$

Soll das erste Quartal (y_t) eines Jahres prognostiziert werden, dann entspricht X_{t-1} dem Wert des Indikators im Dezember, $X_{t-1-1/3}$ dem im November und schließlich X_{t-3} dem im Juli.

Befindet man sich innerhalb des Quartals, z.B. $h=1/3$, (vgl. Abbildung 2), dann gilt $L^{k/3} = X_{t-(1+k)/3}^{(3)}$, somit ergibt sich

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 \left(B(0, \theta) x_{t-1/3}^{(3)} + B(1, \theta) x_{t-1-1/3}^{(3)} + \dots + B(6, \theta) x_{t-2}^{(3)} \right) + \varepsilon_t^{(3)}$$

In diesem Falle entspricht $X_{t-1/3}$ dem Februar, $X_{t-2/3}$ dem Januar und schließlich X_{t-2} dem September.

Die Gewichtungsfunktion B kann auf verschiedene Arten modelliert werden. In der Literatur wird vor allem die exponentielle Almon-Lag-Funktion verwendet, welche in ihrer einfachsten Form gegeben ist durch:

$$B(k; \theta) = \frac{\exp(\theta_1 k + \theta_2 k^2)}{\sum_{k=1}^K \exp(\theta_1 k + \theta_2 k^2)}$$

Diese Formulierung der Gewichtungsfunktion stellt sicher, dass sich die Gewichte positiv sind und sich zu 1 addieren. Aufgrund dieser Eigenschaften kann das Modell ökonometrisch eindeutig identifiziert werden. Eine alternative Gewichtungsfunktion ist die Beta-Funktion, siehe Ghysels, Sinko und Valkanov (2007) für Details.

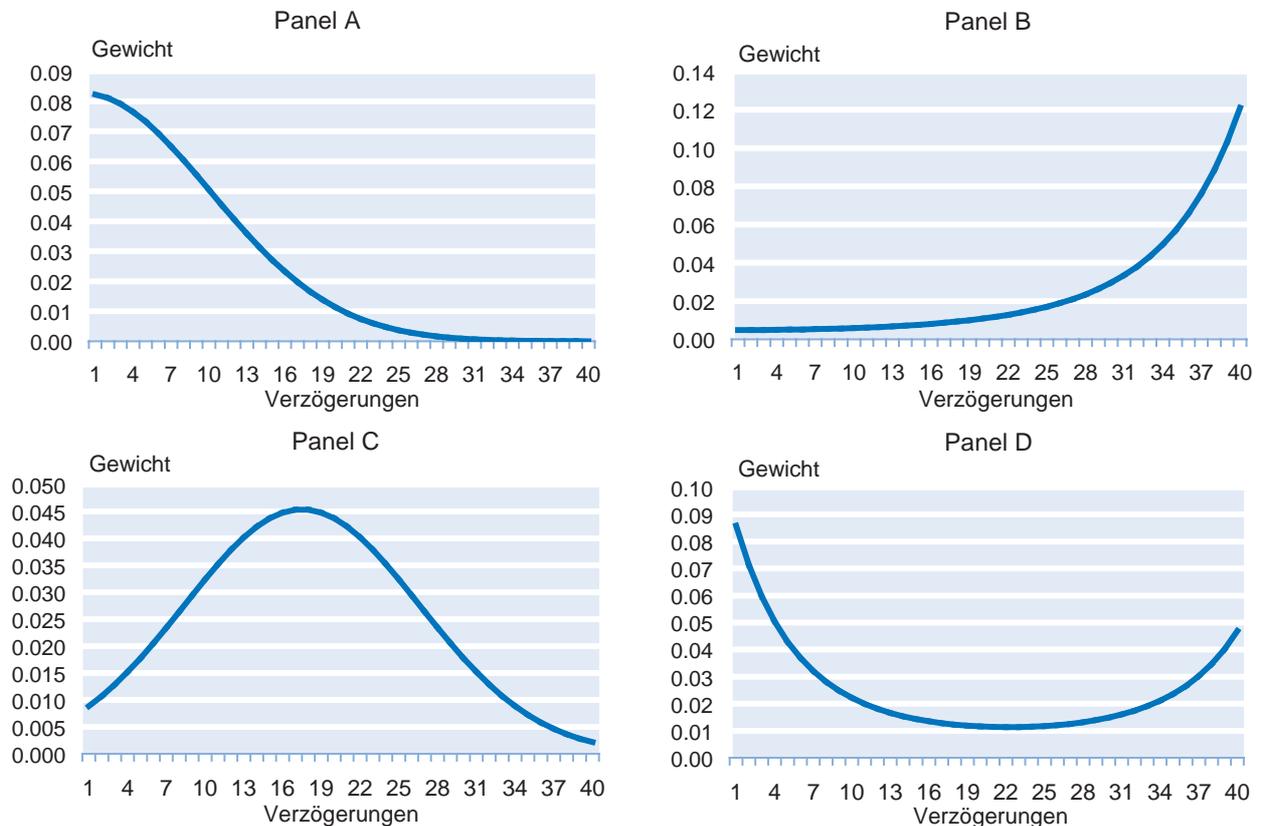
MIDAS-Modelle werden mit nichtlinearen Kleinste-Quadrate-Schätzer geschätzt, da das Modell nichtlinear in den Parametern ist. In der MIDAS-Modellklasse ist die Anzahl der zu schätzenden Parametern unabhängig von der Anzahl der Lags K . Es verkürzt sich lediglich das Schätzsample. Clements und Galvao (2008) zeigen, wie sich MIDAS-Modelle um einen autoregressiven Parameter erweitern lassen.

Mit Hilfe des so genannten Kalman-Filters lässt sich die un beobachtbare Variable in optimaler Weise extrahieren.⁹ Im

Fall gemischter Frequenzen können so die fehlenden Beobachtungen der niedrigfrequenten Variablen bestimmt und die Interaktionen mit der hochfrequenten Variablen untersucht werden. Dadurch ist im Prinzip ein Informationsvorteil gegenüber konkurrierenden Verfahren zu erreichen.

⁹ Die klassische Referenz für Zustandsraummodelle und deren Anwendungen in der Zeitreihenanalyse ist Harvey (1989), siehe auch Durbin und Koopman (2001) für eine neuere Darstellung.

Abb. 1
Beispiele für exponentielle Almon-Lag-Gewichtsfunktionen



Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Die Idee, Zustandsraummodelle zur Schätzung von vektorautoregressiven Zeitreihenmodellen mit gemischten Frequenzen zu verwenden, geht auf Zadrozny (1988; 1990) zurück. Das Verfahren blieb lange Zeit unberücksichtigt und wird erst in jüngster Zeit wieder verwendet, z.B. von Mitnik und Zadrozny (2005), Hyung und Granger (2008), Kuzin, Marcellino und Schumacher (2009b) oder Wohlrabe (2009a; b).

Die komplette Darstellung der Modellierung von gemischten Frequenzen mit Zustandsraummodellen würde den Rahmen des Artikels sprengen. Box 2 präsentiert die Grundidee des Modells in Anlehnung an Hyung und Granger (2008), welches sich im Aufbau leicht vom Modell von Zadrozny (1990) unterscheidet. Für Details sei auf Wohlrabe (2009a) verwiesen. Grundsätzlich werden alle Variablen als endogen aufgefasst und als vektorautoregressiver Prozess (VAR-Prozess) modelliert, der als Zustandsraummodell dargestellt wird.

Die Spezifikation erfolgt dabei auf der höchsten Frequenz, d.h. werden z.B. Wochen-, Monats- und Quartalsdaten verwendet, so werden das System und die Dynamik der Variablen auf Wochenbasis abgebildet. Auf diese Weise wird

sichergestellt, dass die aktuell zur Verfügung stehende Information effizient verarbeitet wird. Insbesondere können auch sehr kurzfristige Entwicklungen für die Prognose genutzt werden.

Im Gegensatz zum MIDAS-Modell werden VAR-Zustandsraummodelle in der gegenwärtigen Literatur nicht als direkte, sondern als indirekte Modelle spezifiziert.¹⁰ Dies hat den Vorteil, dass nur ein Modell für jeden Prognosehorizont geschätzt werden muss. Ist das Modell einmal in einem Zustandsraum spezifiziert, so erfolgt die Schätzung mit Hilfe des Kalman-Filters. Der »Trick«, zur Behandlung der gemischten Frequenzen besteht darin, dass die Matrizen innerhalb des Filters den tatsächlichen beobachteten Werten angepasst werden. Sind z.B. zum Zeitpunkt t sowohl die Monats- als auch die Quartalsinformationen verfügbar, so werden diese beide verarbeitet. Liegen zum folgenden Zeitpunkt $t + 1$ keine Quartalsbeobachtungen vor, wird nur die Monatsinformation im Filter verwendet.

¹⁰ Grundsätzlich ist es jedoch möglich, die indirekten als direkte Gleichungen zu spezifizieren. Dies ist in der Literatur jedoch bisher nicht angewandt worden.

Box 2
VAR-Zustandsraummodelle nach Hyung und Granger (2008)

Das Modell soll am Beispiel eines VAR(1) mit zwei Zeitreihen illustriert werden. Das System ist durch folgende Gleichung gegeben.

$$(1) \quad \begin{bmatrix} y_{1\tau} \\ y_{2\tau} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1\tau-1} \\ y_{2\tau-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1\tau} \\ \varepsilon_{2\tau} \end{bmatrix},$$

wobei $y_{1\tau}$ und $y_{2\tau}$ die entsprechenden Zeitreihen sind. Die Parameter a_{ij} stellen die zu schätzenden Koeffizienten dar. Die übliche Zeitindexierung t wurde schon im MIDAS-Modell verwendet, ist dort aber für die niedrigste Frequenz definiert. Deshalb wird aus Gründen der Eindeutigkeit der Zeitindex τ für die höchste Frequenz verwendet.

Gleichung (1) lässt sich in Matrixform kompakter schreiben:

$$(2) \quad y_{\tau} = Fy_{\tau-1} + \varepsilon_{\tau}$$

Die entsprechende Zustandsgleichung für das bivariate Zeitreihensystem (1) ist gegeben durch

$$(3) \quad x_{\tau} = Fx_{\tau-1} + \varepsilon_{\tau},$$

wobei der Vektor x zwei unbeobachtbaren Zeitreihen (Zustände) und die Matrix F die zu schätzenden Koeffizienten aus Gleichung (1) enthält.

Die korrespondierende Beobachtungsgleichung ist gegeben durch

$$(4) \quad y_{\tau} = H_{\tau} x_{\tau}.$$

In dieser Gleichung werden die unbeobachtbaren Zustände mit den tatsächlich beobachteten Werten in Zusammenhang gebracht. Gleichung (3) und (4) definieren das Zustandsraummodell.

Wie bereits erwähnt, werden Zustandsraummodelle mit dem Kalman-Filter geschätzt. Dies ist ein rekursives Verfahren, in dem die Informationen sequentiell verarbeitet werden. Der „Trick“ zur Verarbeitung der gemischten Frequenzen besteht darin, dass die Matrix H_{τ} in der Gleichung (4) entsprechend der tatsächlichen Beobachtungen zum Zeitpunkt τ angepasst wird.

In dem gegebenen Beispiel werden beide Zeitreihen zu einem Zeitpunkt τ beobachtet, so dass gilt: $H_{\tau} = I_2$, was einer 2×2 -Einheitsmatrix entspricht. Wird jedoch nur die höhere Frequenz beobachtet, gilt: $H_{\tau} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \end{bmatrix}$, d.h. nur die Information der höheren Frequenz wird im rekursiven Kalman-Filter verarbeitet. Die Rekursionsfolge des Kalman-Filters ist in Wohlrabe (2009a) ausführlich dargestellt.

Solche Zustandsraummodelle erlauben es auch, *ex post* die fehlenden Werte der niedrigfrequenten Variablen zu interpolieren und somit z.B. ein Bruttoinlandsprodukt auf Monatsbasis zu erhalten.

Vergleich von MIDAS und VAR-Zustandsraummodellen

Der Ansatz zur Modellierung von gemischten Frequenzen unterscheidet sich fundamental bei den beiden Modellklassen. Während beim MIDAS die niedrigere Frequenz auf die höhere regressiert wird, wird im Rahmen der vektorauto-

regressiven Zustandsraummodelle das komplette System auf der höchsten Frequenz modelliert. Daraus folgt, dass die VAR-Modelle Feedbacks zwischen den Variablen modellieren können, da alle Variablen als endogen betrachtet werden.¹¹

Ein potentiell großer Vorteil von MIDAS gegenüber den VAR-Zustandsraummodellen ist ihre Sparsamkeit. Im einfachsten Modell müssen nur vier Parameter (zwei Ge-

¹¹ Weiterentwicklungen von MIDAS-Modellen erlauben auch eine Vektorspezifikation mit Feedback, siehe Ghysels, Sinko und Valkanov (2007). In der empirischen Literatur haben sie bisher jedoch keine Anwendung gefunden.

wichtungskoeffizienten, eine Konstante und den Einflussparameter der verzögerten Werte) unabhängig von der Anzahl der Verzögerungen geschätzt werden. Trotzdem wurde in Abbildung 1 gezeigt, dass die Gewichtungsfunktion eine hohe Flexibilität aufweist und in der Lage ist, eine Vielzahl dynamischer Strukturen zu modellieren. Im Gegensatz dazu steigt die Anzahl der geschätzten Parameter bei den VAR-Zustandsmodellen mit der Anzahl der Verzögerungen an. Diese Parameterproliferation führt einerseits zu einer verstärkten Schätzunsicherheit, zum anderen erhöht sie die Berechnungszeit zur Schätzung des Modells.

Der Modellierungsunterschied kommt vor allem bei der Mischung von sehr hochfrequenten mit niedrigfrequenten Variablen zum Tragen. Werden z.B. Tages- mit Jahresdaten gemischt ($m = 360$) und ein Jahr soll verzögert modelliert werden, dann müssen im einfachsten MIDAS-Modell weiterhin nur vier Parameter geschätzt werden, während dies im Hyang-Granger-Modell 1 440 Parameter wären. Dies ist praktisch jedoch kaum mehr durchführbar.

Eine zentrale Annahme von MIDAS ist, dass die Beobachtungen zeitäquidistant gesampelt sind, d.h., der Zusammenhang (dargestellt durch Parameter m) zwischen den Frequenzen muss über die Zeit konstant sein. Diese Annahme ist vor allem problematisch, wenn Tages- mit Monatsdaten gemischt werden. So ist die Anzahl der (Handels-)Tage im Monatsverlauf über das Jahr nicht konstant. Diese Tatsache muss bei der Modellierung von MIDAS-Modellen berücksichtigt werden. Darüber hinaus ist es schwieriger, Aspekte wie Messfehler, Revisionen und Publikationsverzögerungen abzubilden. Die VAR-Zustandsraummodelle sind dagegen flexibler. Sie können jegliche Datenstruktur verarbeiten, da bei der Schätzung des Modells jeweils nur der Kalman-Filter für die tatsächlich beobachtbaren Variablen angepasst werden muss.

Ein weiterer Unterschied zwischen den Modellklassen besteht in der Berechnung der Prognosen. In der MIDAS-Modellklasse werden die Prognosen immer direkt berechnet. Daraus folgt, dass für jeden Prognosehorizont ein neues Modell spezifiziert und geschätzt werden muss. Die VAR-Zustandsraummodelle berechnen die Prognosen iterativ, so dass eine Neuspezifizierung für die Prognosehorizonte nicht notwendig ist. Vom theoretischen Standpunkt aus ist es nicht eindeutig, ob das direkte oder das iterative Verfahren genauere Prognosen liefert. Diese Beurteilung kann immer nur aufgrund der konkreten Datensituation erfolgen.¹²

¹² Für eine systematische Untersuchung zwischen direkten und indirekten Prognosen für Standardzeitreihenmodelle siehe Marcellino, Stock und Watson (2006).

Weitere Modellierungsansätze

Neben den drei vorgestellten Modellklassen gibt es noch weitere Verfahren, die den Aspekt der gemischten Frequenzen berücksichtigen. In diesem Abschnitt sollen diese kurz vorgestellt werden, für Details sei wieder auf Wohlrabe (2009a) verwiesen.

Ein sehr früher Ansatz geht auf die Idee zurück, Prognosen sowohl für die niedrigere als auch die höhere Frequenz zu berechnen und diese dann zu kombinieren. Dass die Kombination von Prognosen oft zu besseren Resultaten führt als die aus einem einzelnen Modell, ist in der Literatur bekannt.¹³ Die Idee, Prognosen auf Basis verschiedener Frequenzen zu kombinieren, geht auf Greene, Howrey und Hymanns (1986) zurück. Dieser Ansatz wurde jedoch in der Literatur nicht weiter verfolgt. Die letzte Anwendung dieser Methode ist in Shen (1996) zu finden.

Neben den VAR-Zustandsraummodellen gibt es noch weitere Anwendungen, die auf Zustandsraummodelle zugreifen. In einem bedeutenden Aufsatz zeigten Stock und Watson (1989), wie mit Hilfe dieser Modellklasse ein unbeobachtbaren Zustand einer Volkswirtschaft auf Basis mehrerer Zeitreihen extrahiert werden kann. Mariano und Mursawa (2003) erweiterten die Idee unter Nutzung von Variablen unterschiedlicher Frequenz. Diese Idee ist dann u.a. von Nunes (2005) und Evans (2005) angewendet und ausgebaut worden. Arouoba, Diebold und Scotti (2009) demonstrieren, inwieweit es möglich ist, den (unbeobachtbaren) Zustand einer Volkswirtschaft auf Tagesbasis nachzuvollziehen. Aufbauend auf Zustandsraummodellen zeigen die Autoren jedoch, dass die Mischung von Tages-, Wochen-, Monats- und Quartalszeitreihen sehr rechenintensiv ist. Die Extraktion eines unbeobachtbaren Zustandes einer Volkswirtschaft dient vor allem der Erkennung und Prognose von Wendepunkten in Echtzeit.

Empirische Prognoseevidenz

Bisher gibt es wenig empirische Evidenz, da die Modelle noch relativ neu sind. Im Folgenden soll kurz die bisherige empirische Prognoseevidenz vorgestellt werden. Da die Literatur relativ jung ist, gibt es bisher kaum Vergleiche zwischen den Modellklassen. So sind z.B. die Brückengleichungen bisher nicht mit den MIDAS und den VAR-Zustandsraummodellen verglichen worden (außer in Wohlrabe (2009a; b)). Die beiden letzteren sind nur in Kuzin, Marcellino und Schumacher (2009b) und Wohlrabe (2009a) Bestandteil von Vergleichen gewesen. Primär wurde jeweils eine Modellklas-

¹³ Siehe z.B. Timmermann (2006) für einen Überblick und Referenzen. Henzel und Mayr (2009) zeigen, unter welchen Bedingungen Prognosekombinationen einzelnen Prognosen überlegen sind.

se mit einem Standardzeitreihenmodell verglichen. Alle Vergleiche besitzen die Gemeinsamkeit, dass sie zeigen, dass im Durchschnitt die vorgestellten Methoden genauere Prognosen liefern als die Standardmodelle.

Die empirische Literatur über Brückengleichungen verwendet vor allem amerikanische und europäische Daten. Die Mehrheit der Ansätze modelliert eine angebotsseitige Brückengleichung, d.h., das BIP wird als einzige Brückengleichung spezifiziert. Die nachfrageseitige Modellierung, in der das BIP als Summe seiner Komponenten berechnet wird, findet sich z.B. in Parigi und Schlitzer (1995), Golinelli und Parigi (2007) oder Baffigi, Golinelli und Parigi (2004).

Amerikanische BIP-Kurzfristprognosen mit Hilfe von Brückengleichungen finden sich unter anderem in Trehan (1989; 1992), Trehan und Ingenito (1996), Fitzgerald und Miller (1989), Kitchen und Monaco (2003). Für Europa sei neben den bereits genannten nachfrageseitigen Modellierungen u.a. auch auf Rünstler und Sedillot (2003)¹⁴, Diron (2006), Hülsewig, Mayr und Sorbe (2007) und Golinelli und Parigi (2008) verwiesen.

Die Anwendungen der MIDAS-Modelle konzentrierten sich zunächst nur auf Finanzmarktdaten (Prognose von Returns und Varianzen) und auf Hochfrequenzzeitreihen (z.B. Fünfminuten- oder Tagesdaten), siehe z.B. Ghysels, Sinko und Valkanov (2007) oder Forsberg und Ghysels (2007). Die erste makroökonomische Prognose mit MIDAS-Modellen geht auf Clements und Galvao (2008) zurück. Auf Basis US-amerikanischer Daten zeigen die Autoren, dass insbesondere in der kurzen Frist MIDAS die Standardmodelle in ihrer Prognosegüte übertrifft. Marcellino und Schumacher (2007) kombinieren Faktormodelle mit MIDAS (Factor-MIDAS) und wenden diese auf deutsche Daten an. Hogrefe (2008) zeigt mit Hilfe von MIDAS-Modellen, wie Revisionen des amerikanischen BIPs besser prognostiziert werden können. Weitere makroökonomische Anwendungen finden sich in Kuzin, Marcellino und Schumacher (2009a) und Clements und Galvao (2009).

Die VAR-Zustandsraummodelle wurden zuerst von Zadrozny (1990) für die US-Wirtschaft angewendet. Der Autor demonstriert, dass mit Hilfe von Arbeitslosenzahlen das BIP besser prognostiziert werden kann als mit dem Standardmodell. Mitnik und Zadrozny (2005) zeigten, wie mit Hilfe von ifo-Indikatoren die Prognose des deutschen BIP-Wachstums verbessert werden kann. Hyung und Granger (2008) nutzen die Industrieproduktion, um eine Kurzfristprognose des US-BIP im laufenden Quartal zu berechnen.

Kuzin, Marcellino und Schumacher (2009b) vergleichen MIDAS mit dem VAR-Zustandsraummodell auf Basis von Daten für das Eurogebiet. Die Autoren zeigen, dass MIDAS tendenziell in der kurzen Frist eine bessere Prognosegüte hat, während dies für die VAR-Zustandsraummodelle eher in der langen Frist gilt.

Für eine ausführliche Darstellung der empirischen Evidenz bzgl. der Prognose mit gemischten Frequenzen sei auf Wohlrabe (2009a) verwiesen.

Eine Fallstudie für Deutschland¹⁵

Abschließend soll die Prognosegüte der drei vorgestellten Verfahren in einer kleinen Fallstudie für Deutschland verglichen werden. Die Zielvariable ist die jährliche Wachstumsrate des Bruttoinlandsproduktes in Deutschland. Als monatliche Indikatoren werden das ifo Geschäftsklima und der ZEW-Indikator verwendet. Die beiden Indikatoren für die deutsche Wirtschaft unterliegen keiner Revision. Es werden Daten von 1992 bis 2007 verwendet. Alle Zeitreihen sind standardisiert, um den Schätzaufwand (insbesondere für die VAR-Zustandsraummodelle) zu verringern.

Als Standard-Benchmark-Modell wird ein autoregressiver Prozess (AR) ohne exogene Variablen (wie z.B. vorlaufende Indikatoren) verwendet. Der zweite Wettbewerber ist ein VAR, basierend auf Quartalsdaten. In diesem werden die Monatsdaten per Durchschnittsbildung auf Quartalsebene aggregiert. Solche Benchmark-Modelle dienen dem Zweck, die Leistungsfähigkeit neuer Verfahren unter Beweis zu stellen.

Der Prognosevergleich erfolgt in einem so genannten pseudo-out-of-sample Wettbewerb. D.h., der Schätz- und Prognosezeitraum wird virtuell in die Vergangenheit verlegt. Dabei werden nur Informationen verwendet, die zu dem jeweiligen Zeitpunkt zur Verfügung standen. Ziel solcher Wettbewerbe ist es, die Prognosegüte auf einer möglichst großen Anzahl von Prognose beurteilen zu können.

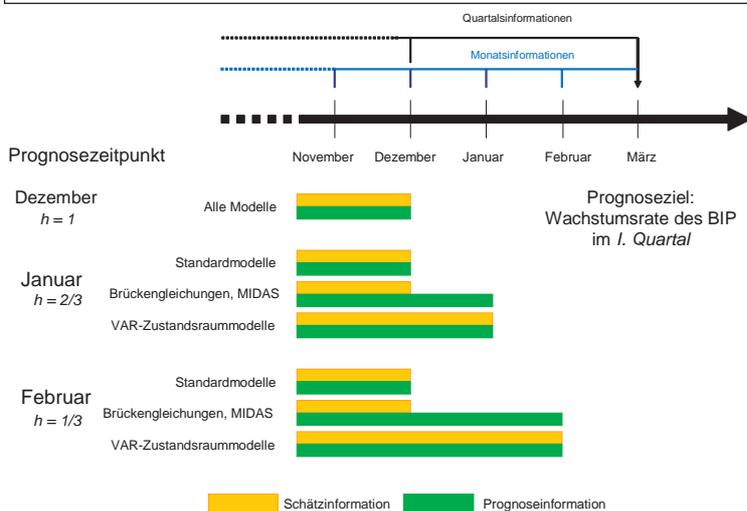
Abbildung 2 stellt die Prognosesituation mit gemischten Frequenzen beispielhaft für die Prognose des ersten Quartals dar. Da von Publikationsverzögerungen und Revisionen abstrahiert wird, wird davon ausgegangen, dass das Bruttoinlandsprodukt Ende März zur Verfügung steht.

Die Standardmodelle mit Quartalsdaten verwenden sowohl für die Schätzung als auch die Prognose Informationen, die bis zum vierten Quartal des Vorjahres vorliegen.¹⁶ Das

¹⁴ Rünstler und Seillot (2003) untersuchen auch eingehend die Prognosegüte der Indikatoren für die Brückengleichungen mit verschiedenen Verfahren, während viele andere Artikel keine Angaben über diesen Punkt machen.

¹⁵ Eine ausführliche Fallstudie für Deutschland findet sich in Wohlrabe (2009b).
¹⁶ Würden die Publikationsverzögerungen des Bruttoinlandsproduktes in den Schätzungen berücksichtigt, wäre es auch möglich Informationen aus dem ersten Quartal zu verwenden.

Abb. 2
Prognosemodell mit gemischten Frequenzen



Quelle: Darstellung des ifo Instituts.

MIDAS-Modell nutzt für die Schätzung Informationen bis zum vierten Quartal des Vorjahres, für die Prognose jedoch auch Werte aus dem Januar und Februar. Gleiches gilt für die Brückengleichungen. Das VAR-Zustandsraummodell nutzt alle zur Verfügung stehenden Informationen sowohl für die Schätzung als auch die Prognose. Das kann unter Umständen in wirtschaftlichen Wendephasen zu genaueren Prognosen im Vergleich zum MIDAS-Modell führen, da alle Informationen für die Schätzung verwendet werden.

Abbildung 2 zeigt den Vorteil der Modelle mit gemischten Frequenzen, der darin besteht, dass Informationen, die im laufenden Quartal verfügbar werden, sowohl für die ökonomische Schätzung als auch für die Prognose verwendet werden. Daraus resultiert die mögliche höhere Prognosequalität dieser Modelle.

Die erste Prognose wird für das erste Quartal 2000 berechnet. Der Schätzzeitraum wird immer weiter vergrößert, bis das vierte Quartal 2007 prognostiziert wurde. Dies wird als rekursive Schätzung bezeichnet. Bei diesem Verfahren vergrößert sich der Schätzzeitraum über die Rekursionen.¹⁷

Die Modellspezifikation für die Standardmodelle, die Brückengleichungen und das VAR-Zustandsraummodell erfolgt durch die Minimierung des Akaike-Informationskriteriums (AIC). Bei der Berechnung der Prognosen mit Brückengleichungen wird ein AR-Modell zur Berechnung der fehlenden monatlichen Monate im Quartal verwendet.

Die Modellspezifikation für die MIDAS-Modellklasse wird bisher in der Literatur vernachlässigt. Da durch die Aufnahme zusätzlicher Verzögerungen in die Schätzgleichung keine »Kosten«, entstehen (z.B. durch zusätzliche zu schätzende Parameter), lässt sich die Frage nach der konkreten Anzahl von Lags nicht beantworten. In unserem Beispiel verwenden wir zwölf Monate ($K = 12$).¹⁸ Ein weiterer wichtiger Punkt ist, ob die Gewichtungsfunktion restringiert werden soll oder nicht. In Abbildung 1 wurde gezeigt, dass der Verlauf der Gewichtungsfunktion sehr vielfältig ausfallen kann. Für den Prognostiker mag es jedoch unplausibel erscheinen, warum z.B. die Gewichte mit Anzahl der Verzögerungen ansteigen sollten (Panel B). Vielmehr lässt sich vermuten, dass die jüngsten Informationen den größten Einfluss auf die Prognose haben. In dieser Fallstudie wird die MIDAS-Gewichtsfunktion sowohl restringiert

(auf fallende Gewichte) und als auch unrestringiert geschätzt. Wohlrabe (2009c) diskutiert ausführlich den Aspekt der Restriktion der Gewichtungsfunktion und die Wahl der Anzahl der Verzögerungen sowohl für MIDAS als auch VAR-Zustandsraummodelle.

Die Beurteilung der Anpassungsgüte der Prognosen basiert auf dem RMSE (root mean squared error), welcher die Wurzel des mittleren quadratischen Prognosefehlers beschreibt:

$$RMSE_h = \sqrt{\frac{1}{T_2 - T_1 + 1} \sum_{t=T_1}^{T_2} (y_{t+h} - \hat{y}_{t+h})^2}$$

Der RMSE für den jeweiligen Prognosehorizont h berechnet sich auf Basis der einzelnen Prognosefehler zum Zeitpunkt t , also der Differenz aus dem prognostizierten Wert \hat{y}_{t+h} und dem tatsächlichen Wert der Variable y_{t+h} . Da die Prognosefehler sowohl positive als auch negative Werte annehmen können, werden über einen bestimmten Zeitraum hinweg die quadrierten Differenzen zur Berechnung des Gütemaßes verwendet. T_1 stellt den ersten und T_2 den letzten Zeitpunkt der Prognose dar. Mit Hilfe des RMSE können dann verschiedene Prognosen für eine Zielvariable miteinander verglichen werden. Je höher der RMSE einer Prognose ausfällt, umso geringer ist die Güte der Vorhersage.

Tabelle 1 stellt den RMSE für die verschiedenen Modellklassen dar. Die ersten Spalte zeigt den Prognosehorizont in Quartalen. Ein Horizont von $h = 1/3$ impliziert, dass nur noch ein Monat zur Vollendung des Quartals fehlt,

¹⁷ Das Pendant zur rekursiven Schätzung heißt rollierende Schätzungen, bei welchem der Schätzzeitraum konstant bleibt.

¹⁸ Die Ergebnisse für andere Anzahl von verzögerten Monaten unterscheiden sich nur geringfügig.

Tab. 1
RMSE für die verschiedenen Modellklassen

Prognosehorizont h	AR	VAR-Modelle		Brückengleichungen		MIDAS unrestringiert		MIDAS restringiert		VAR-Zustandsraummodelle	
		ifo	ZEW	ifo	ZEW	ifo	ZEW	ifo	ZEW	ifo	ZEW
$1/3$				0.52	0.86	0.62	0.69	0.61	0.54	0.49	0.52
$2/3$				0.54	0.91	0.62	0.88	0.62	0.61	0.49	0.61
1	0.78	0.59	0.69	0.58	1.00	0.72	0.95	0.63	0.69	0.50	0.64
2	0.95	0.74	0.81			1.04	1.12	0.70	0.97	0.58	0.79
3	1.01	0.93	0.94			1.19	1.22	1.06	1.18	0.64	0.79
4	1.05	1.11	1.07			1.23	1.22	1.16	1.21	0.70	1.01

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

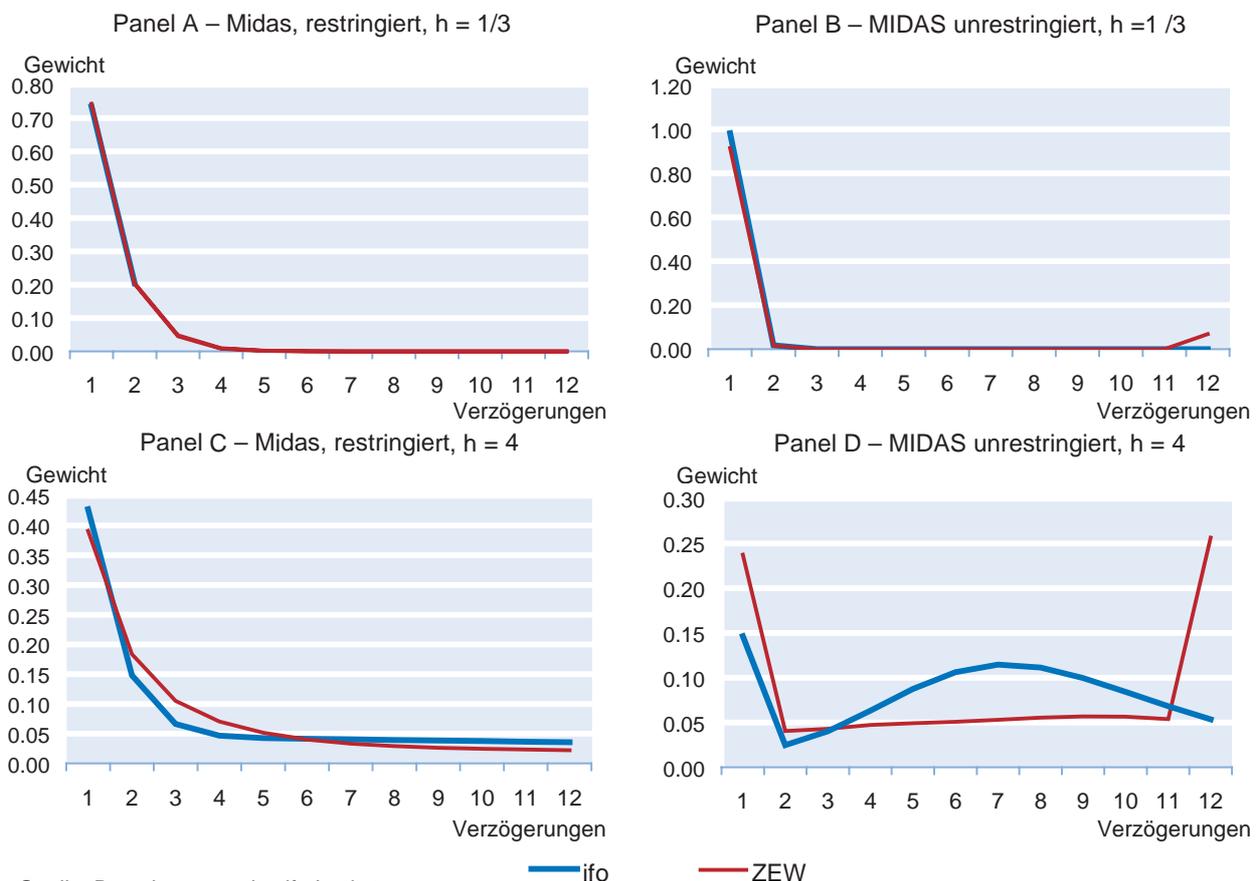
d.h., man befindet sich z.B. Februar im ersten Quartal (vgl. Abb. 2).

Zunächst zeigt sich, dass das Standardmodell für beide Indikatoren bis zu einem Prognosehorizont von drei Quartalen eine bessere Prognosegüte liefert als das AR-Modell. Dies bedeutet, dass die verwendeten Indikatoren einen Erklärungs- und Prognosegehalt für das deutsche Bruttoinlandsprodukt besitzen. Die Tabelle zeigt auch, dass mit den

Standardmodellen keine Prognose innerhalb des Quartals möglich ist. Für $h = 1/3$ und $h = 2/3$ sollten die Modelle mit gemischten Frequenzen den RMSE für $h = 1$ der Standardmodelle unterbieten.

Betrachtet man zusätzlich die Brückengleichungen, so zeigt sich, dass die Qualität der Intra-Quartalsprognose mit Hilfe des ifo Geschäftsklimas sich weiter verbessert, während sie sich für das ZEW verschlechtert. Die Ergebnisse für die

Abb. 3
Durchschnittlich geschätzte MIDAS-Gewichtsfunktionen



Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

MIDAS-Modelle zeichnen ein heterogenes Bild. Für den ZEW-Indikator im restringierten Fall ergibt sich eine Verbesserung, während im unrestringierten Fall eine Verschlechterung eintritt im Vergleich zum VAR-Modell für $h = 1$. Für den ifo-Indikator ergeben sich in beiden Fällen für $h = 1/3$ und $h = 2/3$ marginale Verschlechterungen im Vergleich zum VAR-Modell. Dieses Beispiel zeigt, dass die Evaluierung eines Indikators auch von der Modellwahl abhängen kann.

Die im Durchschnitt besten Prognosen liefern die VAR-Zustandsraummodelle. Für beide Indikatoren ist mit diesem Modell die Prognosegüte für alle betrachteten Horizonte und Modell/Indikatorkombinationen besser. Das VAR-Zustandsraummodell mit dem ifo Geschäftsklima liefert die höchste Prognosequalität über alle Horizonte. In diesem Zusammenhang zeigt sich, dass Prognosen für größere Horizonte auf Basis gemischter Frequenzen besser sein können.

Zum Abschluss sollen die geschätzten Gewichtsfunktionen illustriert werden. Zu diesem Zweck wird der Durchschnitt der geschätzten Gewichtungsfunktionen über alle Iterationen gebildet. Abbildung 3 stellt diese sowohl für die restringierte als unrestringierte Gewichtungsfunktion jeweils für $h = 1/3$ und $h = 4$ dar. Im Panel A sind die Gewichte der Indikatoren nahezu identisch. Es zeigt sich, dass nahezu das komplette Gewicht auf den ersten vier verzögerten Monaten liegt, wobei der erste Monat 74% Gewicht auf sich vereint. Das heißt, ein Großteil der Information für die Prognose basiert auf der neuesten zur Verfügung stehenden Information.

Noch ausgeprägter ist die Gewichtskonzentration für den entsprechenden unrestringierten Fall, in dem sowohl für das ifo Geschäftsklima als auch den ZEW-Indikator mehr als 90% des Gewichts dem ersten verzögerten Monat zugewiesen werden. Es zeigt sich, dass auch in der unrestringierten Alternative fallende Gewichte aus den Daten geschätzt werden. Insgesamt bestätigt sich die *A-priori*-Erwartung, dass für die Kurzfristprognose die neusten verfügbaren Informationen den größten Anteil haben.

Die Ergebnisse für die Einjahresprognose zeichnen ein anderes Bild. Für den restringierten Fall verteilen sich die Gewichte jetzt fallend auf alle zwölf verzögerten Monate. Im unrestringierten Fall ergibt sich ein heterogenes Bild. Für beide Indikatoren sind dem ersten verzögerten Monat zunächst zwischen 15% und 24% zugewiesen. Danach fällt für beide der Anteil dramatisch ab (auf etwa 3%), um danach für das ifo Geschäftsklima einen Hügel zu beschreiben und für den ZEW-Indikator am Ende wieder auf etwa 25% anzusteigen.

Zusammenfassung

Die (Kurzfrist-)Prognose makroökonomischer Kenngrößen mit Standardzeitreihenmodellen, insbesondere des Brutto-

inlandsproduktes, sieht sich oft dem Problem gegenüber, dass viele Indikatoren auf einer höheren Frequenz erhoben werden als die Zielreihe. Die Aggregation der Indikatoren führt zu einem Informationsverlust. Zudem ist es nicht möglich, die Informationen, die innerhalb eines Quartals veröffentlicht werden, in die Prognose einfließen zu lassen.

Der vorliegende Artikel stellt zwei neue Verfahren vor, die am ifo Institut für die Konjunkturprognosen verwendet werden und eine Schätzung mit gemischten Frequenzen erlauben: MIDAS-Modelle und VAR-Zustandsraummodelle. In einer kleinen Fallstudie für Deutschland wurde demonstriert, wieso insbesondere in der kurzen Frist (innerhalb eines Quartals) die Prognosegüte des Bruttoinlandsproduktes, verbessert werden kann. Auch für langfristige Prognosen sind die neuen Modelle teilweise den Standardmodellen überlegen, da die Zeitreihen nicht transformiert werden müssen und somit keine Informationen verlorengehen.

Die weitere Forschung mit diesen Modellklassen beschäftigt sich u.a. damit, inwieweit Hochfrequenzzeitreihen (z.B. Tagesdaten) für die Prognose verwendet werden können.

Literatur

- Angelini, E., J. Henry und M. Marcellino (2006), »Interpolation and backdating with a large information set«, *Journal of Economic Dynamics and Control* 30(12), 2693–2724.
- Aruoba, S., F. Diebold und C. Scotti (2009), »Real-Time Measurement of Business Conditions«, *Journal of Business and Economic Statistics* 27(4), 417–427.
- Baffigi, A., R. Golinelli und G. Parigi (2004), »Bridge models to forecast the Euro area GDP«, *International Journal of Forecasting* 20(3), 447–460.
- Chow, G. und A. Lin (1971), »Best linear unbiased interpolation, distribution, and extrapolation of time series by related series«, *The Review of Economics and Statistics* 53(4), 372–375.
- Clements, M.P. und A.B. Galvao (2008), »Macroeconomic forecasting with mixed-frequency data«, *Journal of Business and Economic Statistics* 26(4), 546–554.
- Clements, M.P. und A.B. Galvao (2009), »Forecasting US output growth using leading indicators: An appraisal using MIDAS models«, *Journal of Applied Econometrics* 24(7), 1187–1206.
- Diron, M. (2006), »Short-term forecasts of Euro area real GDP growth – An Assessment of real-time performance based on vintage data«, ECB Working Paper No. 622.
- Durbin, J. und S. Koopman (2001), *Time series analyses by state space methods*, Oxford University Press, New York.
- Evans, M. (2005), »Where are we now? Real-time estimates of the macroeconomy«, *International Journal of Central Banking* 1(2), 127–175.
- Fitzgerald, T. und P. Miller (1989), »A simple way to estimate current-quarter GNP«, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 13(Fall), 27–31.
- Forsberg, L. und E. Ghysels (2007), »Why do absolute returns predict volatility so well?«, *Journal of Financial Econometrics* 5(1), 31–67.
- Ghysels, E., P. Santa-Clara und R. Valkanov (2004), »The MIDAS touch: Mixed Data Sampling regression models«, mimeo Chapel Hill, N.C.
- Ghysels, E., A. Sinko und R. Valkanov (2007), »MIDAS regressions: Further results and new directions«, *Econometric Reviews* 26(1), 53–90.
- Ghysels, E. und R. Valkanov (2006), »Linear time series processes with mixed data Sampling and MIDAS regressions models«, mimeo, Chapel Hill, N.C.
- Golinelli, R. und G. Parigi (2007), »The use of monthly indicators to forecast quarterly GDP in the short-run: An application to the G7 countries«, *Journal of Forecasting* 26, 77–94.
- Greene, M., E. Howrey und S. Hymans (1986), »The use of outside information in econometric forecasting«, in: D. Belsely und E. Kuh (Hrsg.), *Model Reliability*, MIT Press, Cambridge MA., 90–116.

Boosting und die Prognose der deutschen Industrieproduktion: Was verrät uns der Blick in die Details?

30

Robert Lehmann und Klaus Wohlrabe

Boosting als eine neuere Methode, große Datensätze für die ökonomische Prognose zu nutzen, wird immer präsenter in der wissenschaftlichen Literatur. Während bisherige Studien oftmals nur die allgemeine Güte von Boosting beurteilen, schaut der vorliegende Artikel in die Prognosedetails des Algorithmus. Konkret gehen wir der Frage nach, welche Indikatoren vom Boosting-Algorithmus zur Vorhersage der deutschen Industrieproduktion im Zeitraum 1996 bis 2014 ausgewählt werden. Im Ergebnis zeigt sich, dass sowohl harte Indikatoren, wie bspw. Auftragseingänge oder Umsätze, als auch Befragungsindikatoren regelmäßig in das Prognosemodell aufgenommen werden. Jedoch enthält der große Datensatz auch Variablen, wie z.B. die Geldmenge, die keine Rolle für die Prognose der deutschen Industrieproduktion spielen.

In der wissenschaftlichen Prognoseliteratur, aber auch in der angewandten Konjunkturanalyse haben sich Methoden, die große Datensätze verarbeiten können (z.B. Faktormodelle oder Kombinationsstrategien), längst etabliert. Neben Bayesianischen Vektorautoregressiven Modellen (BVAR) (vgl. Berg 2015; 2016; Berg und Henzel 2015) drängen Methoden aus dem Feld des Maschinellen Lernens wie bspw. Boosting in den Fokus der aktuellen Forschung. Diese Methoden versuchen, aus einem großen Set von potenziellen Indikatoren möglichst effizient die relevanten herauszufiltern. Selbiges mit Standardmethoden zu versuchen, wäre äußerst zeit- und rechenintensiv.

Bis dato evaluiert die relativ kleine Boosting-Literatur fast ausschließlich die Güte dieser Modellklasse. Wesentliche Beiträge zur Literatur liefern Buchen und Wohlrabe (2011; 2014) für die Industrieproduktion und Pierdzioch et al. (2015; 2016) für Renditen auf Gold und Silber. Neben der spannenden Frage nach der allgemeinen Prognosegüte von Boosting kann der Blick in die Details der Prognosemodelle wichtige Erkenntnisse liefern. In diesem Beitrag fragen wir daher: Gibt es Indikatoren, die durch den Algorithmus regelmäßig für die Prognose herangezogen werden? Für die Vereinigten Staaten von Amerika gibt es dazu bereits eine Studie (vgl. Kim und Swanson 2014). Für Deutschland hingegen fehlt eine entsprechende Analyse.¹ Die Ergebnisse verdeutlichen, dass eine Reihe von Daten der amtlichen Statistik wie bspw. Umsätze und eine kleine Anzahl an Be-

fragungsindikatoren vom ifo Institut wiederkehrend vom Algorithmus zur Prognose herangezogen werden.

Der Boosting-Algorithmus

Die grundlegende Idee von Boosting besteht in der iterativen Schätzung einer unbekannt linearen oder nichtlinearen Funktion. Dieser iterative Prozess geschieht solange, bis gewisse Kriterien erfüllt sind, so dass der Algorithmus letztendlich konvergiert. An dieser Stelle werden alle technischen Details, mit Verweis auf Lehmann und Wohlrabe (2016), ausgeblendet. Für große Datensätze, bei denen die Anzahl der Indikatoren die Zeitdimension übersteigt, muss zunächst die Komplexität durch Vorauswahl der Variablen reduziert werden (vgl. Bühlmann und Yu 2003). Dazu schätzt der hier verwendete Boosting-Ansatz ein allgemeines additives Modell, das wir in Form des sogenannten autoregressive distributed lag (ADL-)Modells spezifiziert haben:

$$E(y_t | \mathbf{z}_t, \delta) := F(\mathbf{z}_t, \delta) = \alpha + \beta_1 y_{t-h} + \sum_{n=1}^N \gamma_n x_{t-h}^n$$

Die Zielvariable y_t wird erklärt durch eine Konstante α , ihren um h -Perioden verzögerten Wert y_{t-h} und die Verzögerungen exogener Indikatoren x_{t-h}^n . Insgesamt nutzen wir N exogene Indikatoren, die dem Algorithmus zur Verfügung stehen. Bei β_1 und γ_n handelt es sich um die zu schätzenden Koeffizienten. Alle Indikatoren, die nicht vom Algorithmus ausgewählt werden, erhalten einen Wert des Koeffizienten gleich null.

¹ Der vorliegende Aufsatz basiert auf der Publikation von Lehmann und Wohlrabe (2016).

Zur Entscheidung, ob ein Indikator in das Modell aufgenommen wird, nutzen wir eine quadratische Verlustfunktion mit folgender Form:

$$L(y_t, F(\mathbf{z}_t, \delta)) = \frac{1}{2}(y_t - F(\mathbf{z}_t, \delta))^2.$$

Der Algorithmus wählt in jedem Schritt einen Indikator aus, der die Residuenquadratsumme minimiert und damit die beste Anpassung an die Zielzeitreihe erzielt. Es kann aber durchaus vorkommen, dass ein Indikator mehrfach vom Algorithmus in das Modell selektiert wird. Zur Schätzung der Parameter verwenden wir in diesem Fall die Methode der Kleinsten Quadrate (im Zusammenhang mit Boosting wird die Schätzmethode auch als »Lerner« bezeichnet). Der Algorithmus gibt letztendlich ein Modell aus, das eine optimale Anzahl an Indikatoren M^* berücksichtigt. Jedoch werden die einzelnen Indikatoren nicht einfach additiv hintereinander geschaltet, sondern mit dem »Regulierungsparameter« ν multipliziert:

$$\hat{F}(\mathbf{z}_t, \delta^{(M^*)}) = \sum_{m=0}^{M^*} \nu \hat{f}_m(\mathbf{z}_t, \hat{\theta}^{(m)}).$$

Der »Regulierungsparameter« kann dabei beliebige Werte zwischen 0 und 1 annehmen. Wir folgen der einschlägigen Literatur und nehmen einen Wert von 0,1 an. Der wesentliche Grund für die Einführung des »Regulierungsparameters« ist die Reduktion der Varianz des »Lerners« (vgl. Friedman 2001). Damit soll die Güte der Prognosen verbessert werden.

Datensatz

Als Zielzeitreihe (y_t) verwenden wir die deutsche Industrieproduktion. Um Stationarität der Industrieproduktion zu erreichen, transformieren wir die Zeitreihe in Wachstumsraten zum Vorjahr. Die Daten liegen in monatlicher Frequenz im Zeitraum Januar 1996 bis Dezember 2014 vor. Zur Prognose der Industrieproduktion nutzen wir einen Datensatz, der aus 175 Indikatoren besteht, die wir grob in fünf Gruppen zusammenfassen können: (i) makroökonomische Variablen, (ii) Finanzvariablen, (iii) Preise, (iv) Befragungsdaten und (v) internationale Indikatoren. In der ersten Gruppe sind Indikatoren wie bspw. Umsätze oder Auftragseingänge subsumiert. Gruppe 2 enthält Indikatoren wie bspw. den Deutschen Aktienindex (DAX) oder die Geldmenge M3. Der Verbraucherpreisindex oder der Ölpreis fallen in Gruppe 3. Indikatoren, die aus wichtigen Befragungen gewonnen werden (z.B. ifo Institut oder ZEW), finden sich in der vierten Gruppe. Den Abschluss bilden internationale Indikatoren wie bspw. die amerikanische Industrieproduktion oder die Composite Leading Indicators der Organisation für wirtschaftliche

Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD) in Gruppe 5. Aufgrund der Offenheit der deutschen Volkswirtschaft erwarten wir eine gewisse Güte der internationalen Indikatoren zur Vorhersage der Industrieproduktion. Aus diesem Grund umfasst die letzte Indikatorengruppe Variablen wichtiger deutscher Handelspartner wie Frankreich oder die Volksrepublik China. Alle Indikatoren sind saisonbereinigt und transformiert in erste Differenzen oder Jahreswachstumsraten, falls notwendig.

Prognoseansatz

Die Prognosehorizonte der Jahreswachstumsrate der deutschen Industrieproduktion sind $h = 1, 3, 6, 12$ Monate. Somit erstellen wir eine Prognose, die maximal ein Jahr in die Zukunft reicht. Alle Prognosen werden direkt erzeugt, d.h. ohne die Vorhersage der unbekanntenen Indikatoren im Prognosezeitraum. Die erste Stützperiode zum Schätzen der Parameter erstreckt sich von Januar 1996 bis Dezember 2004 und wird in jedem Iterationsschritt um einen Monat verlängert (expandierendes Fenster). Somit erzeugen wir die erste Prognose der Industrieproduktion für Januar 2005. Als Gütemaß verwenden wir die Wurzel aus dem mittleren quadratischen Prognosefehler; den Vergleichsmaßstab bildet ein autoregressiver Prozess erster Ordnung. Dieser Prozess ergibt sich, wenn beim o.g. ADL-Modell neben den Verzögerungen der Zielzeitreihe kein zusätzlicher Indikator integriert wird. Alle weiteren Parameter bzw. die Kriterien zur Modellbestimmung sind, wie von Buchen und Wohlrabe (2014) vorgeschlagen, optimal gewählt.

Ergebnisse

Bevor wir in die Details der Ergebnisse einsteigen, präsentieren wir zunächst vier allgemeine Resultate. Erstens generiert Boosting für alle vier Prognosehorizonte geringere Prognosefehler als das Benchmark-Modell, was die Resultate aus Buchen und Wohlrabe (2014) bestätigt. Die Relationen der Prognosefehler von ADL-Modell zu Benchmark betragen 0,881, 0,809, 0,802 und 0,950 für $h = 1, 3, 6, 12$.² Zweitens variiert die Zusammensetzung der zehn besten Indikatoren mit dem Prognosehorizont. Jedoch gibt es Variablen, die eine hohe Prognosegüte für alle Horizonte aufweisen. Als drittes zentrales Ergebnis finden wir, dass Indikatoren wie bspw. die Geldmenge im Evaluationszeitraum nie vom Algorithmus ausgewählt werden.³ Makroökonomische Indikatoren und Befragungsergebnisse liefern die besten Prognosen im Rahmen unseres Boosting-Ansatzes, was zugleich das vierte wesentliche Ergebnis unserer Studie ist.

² Werte kleiner als 1 signalisieren eine höhere Prognosegüte des Boosting-Modells gegenüber dem Benchmark.

³ In der Arbeitspapierfassung dieses Beitrages sind im Appendix alle Indikatoren und die Anzahl, wie häufig diese ausgewählt werden, aufgelistet (vgl. Lehmann und Wohlrabe 2015).

Einen Blick in die Boosting-Details bietet Abbildung 1. Für jeden Prognosehorizont präsentiert die Abbildung die fünf am häufigsten vom Algorithmus gewählten Indikatoren über die Zeit. Die beiden oberen Graphiken zeigen die kürzeren Prognosehorizonte; im unteren Teil sind die beiden längsten Prognosehorizonte abgebildet. Die Interpretation aller Graphiken ist deckungsgleich. Auf den x-Achsen ist jeweils der Prognosezeitraum (Januar 2005 bis Dezember 2014, $T = 120$) abgetragen. Die y-Achsen zeigen die kumulierten relativen Häufigkeiten wie oft ein Indikator gewählt wurde. Demzufolge liegt der Definitionsbereich der y-Achsen zwischen 0% (Indikator nie ausgewählt) und 100% (Indikator zu jedem Zeitpunkt ins Modell aufgenommen). Sofern ein Indikator zum Zeitpunkt t vom Modell gewählt wird, steigt seine relative Häufigkeit um $1/120$ bzw. 0,083 Prozentpunkte. Die gesamte relative Häufigkeit eines Indikators ist letztendlich die Summe der Zeitpunkte, an denen der Indikator ausgewählt wird, geteilt durch 120. Sofern ein Indikator zu jedem Zeitpunkt ins Modell selektiert wird, würde die daraus resultierende Linie in den Graphiken einen Winkel von 45° annehmen. In Phasen, in denen der Indikator nicht gewählt wird, verläuft die entsprechende Linie horizontal.

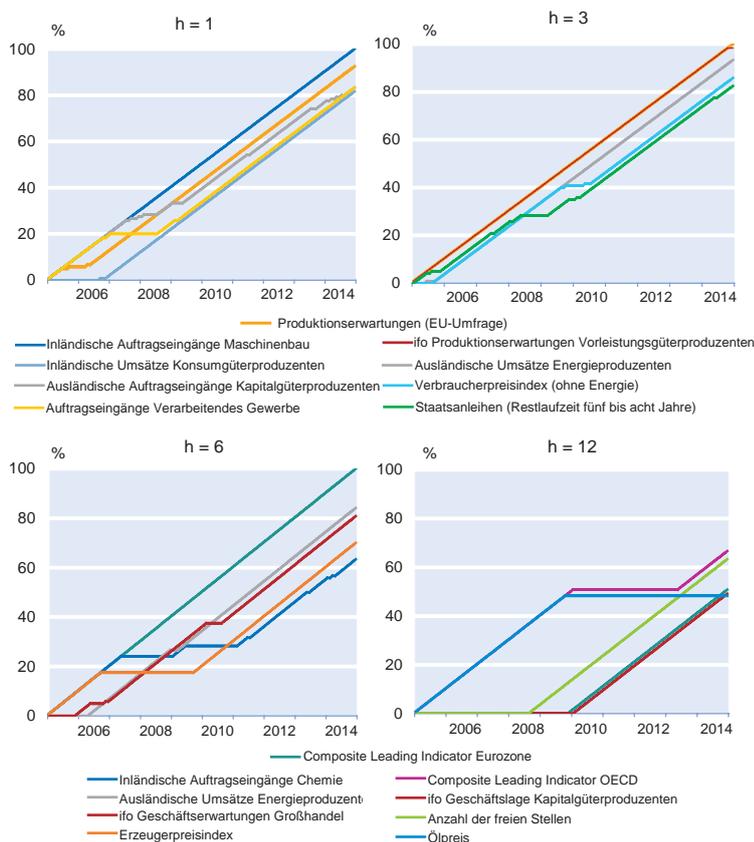
Der beste Indikator in der kurzen Frist ($h = 1$) sind die inländischen Auftragseingänge im Maschinenbau. Zu jedem Zeitpunkt im Prognosezeitraum ist diese Variable durch den Algorithmus in das Modell gewählt worden, was eindeutig durch die 45° -Linie angezeigt wird. Der am zweithäufigsten gewählte Indikator sind die Produktionserwartungen aus der monatlichen Unternehmensbefragung der Europäischen Union. Neben diesen beiden Indikatoren sind besonders die Auftragseingänge der gesamten deutschen Industrie sowie jene aus dem Ausland für die deutschen Kapitalgüterproduzenten. Unter den Top 10 findet sich auch ein Indikator des ifo Instituts: die Produktionserwartungen der Konsumgüterproduzenten.

Die besondere Stellung der ifo-Indikatoren wird deutlich bei Betrachtung des Prognosehorizonts $h = 3$. Neben den ifo Produktionserwartungen der deutschen Vorleistungsgüterproduzenten, dem zweithäufigsten vom Algorithmus gewählten Indikator, finden sich weiterhin drei ifo-Befragungsindikatoren (ifo Geschäftserwartungen für den Einzelhandel, das Verarbeitende Gewerbe und die Konsumgüterproduzenten) unter den Top 10. Eine wesentliche Stellung für $h = 3$ nehmen die EU-Produktionserwartungen ein, die der am häufigsten gewählte Indikator für diesen Prognosezeitraum sind. Neben den genannten Indikatoren werden insbesondere die ausländischen Umsätze der Energieproduzenten, der Verbraucherpreisindex und Staatsanleihen mit einer Restlaufzeit von fünf bis acht Jahren regelmäßig ins Modell selektiert.

Für den Prognosehorizont $h = 6$ kristallisiert sich der Composite Leading Indicator (CLI) für die Eurozone als der beste Indikator heraus, gefolgt von den ausländischen Umsätzen der Energieproduzenten. Erneut befindet sich ein ifo-Indikator, die Geschäftserwartungen im deutschen Großhandel, unter den fünf am häufigsten ausgewählten Variablen. Ein Blick auf die Top 10 beweist erneut die herausragende Stellung der Befragung des ifo Instituts: weitere drei Befragungsindikatoren werden regelmäßig in das Modell aufgenommen, darunter erneut die Produktionserwartungen der Vorleistungsgüterproduzenten.

In der langen Prognosefrist ($h = 12$) sind es besonders die CLI für die OECD und die Eurozone, die wichtige Signale zur Vorhersage der Industrieproduktion liefern. Zusätzlich finden sich unter den fünf am häufigsten gewählten Indikatoren auch die freien Stellen, die ifo Geschäftslage der Kapitalgüterproduzenten sowie der Ölpreis.

Abb. 1
Die fünf am häufigsten vom Algorithmus gewählten Indikatoren nach Prognosehorizont



Schlussfolgerungen

Der vorliegende Artikel unterstreicht, dass Boosting durchaus einen wesentlichen Beitrag zur Verbesserung der Prognose der Industrieproduktion liefern kann. Besonders spannend ist der Blick in die Details: Sowohl harte Indikatoren wie die Auftragseingänge als auch Befragungsindikatoren stellen Variablen dar, die regelmäßig vom Algorithmus in das Prognosemodell gewählt werden. Jedoch finden wir ebenfalls, dass eine Vielzahl an Indikatoren wie bspw. die Geldmenge keine Rolle spielt.

Was folgt letztendlich aus den Erkenntnissen der vorliegenden Studie? Wir können zwei wesentliche Aspekte identifizieren. Erstens folgen aus diesem Artikel Hinweise für die weitere Forschung. In der Regel fokussiert sich die Prognoseliteratur auf Größen wie das Bruttoinlandsprodukt oder die Industrieproduktion. Jedoch erwarten wir spannende Erkenntnisse für andere Größen wie bspw. die Arbeitslosenquote oder andere Arbeitsmarktvariablen. Darüber hinaus können weitere Studien eine Vielzahl an Methoden für große Datensätze (z.B. Prognosekombinationen, Faktormodelle und BVARs) miteinander vergleichen und ggf. Vorteile in bestimmten Situationen herausarbeiten. Der zweite Aspekt ergibt sich für die Prognosepraxis. Basierend auf unseren Erkenntnissen, kann Boosting als durchaus kompetitiv für die praktische Prognose angesehen werden. Somit wäre ein »Tauglichkeitstest« in der Praxis ein erster Schritt, Boosting in der Prognosepraxis zu etablieren.

Literatur

Berg, T.O. (2015), »Forecast Accuracy of a BVAR under Alternative Specifications of the Zero Lower Bound«, Ifo Working Paper Nr. 203.

Berg, T.O. (2016), »Multivariate Forecasting with BVARs and DSGE Models«, *Journal of Forecasting*, im Erscheinen.

Berg, T.O. und S.R. Henzel (2015), »Point and Density Forecasts for the Euro Area Using Bayesian VARs«, *International Journal of Forecasting* 31(4), 1067–1095.

Buchen, T. und K. Wohlrabe (2011), »Forecasting with many predictors: Is boosting a viable alternative?«, *Economics Letters* 113(1), 16–18.

Buchen, T. und K. Wohlrabe (2014), »Assessing the Macroeconomic Forecasting Performance of Boosting – Evidence for the United States, the Euro Area, and Germany«, *Journal of Forecasting* 33(4), 231–242.

Friedman, J.H. (2001), »Greedy Function Approximation: A Gradient Boosting Machine«, *The Annals of Statistics* 29(5), 1189–1232.

Kim, H. H. und N. R. Swanson (2014), »Forecasting financial and macroeconomic variables using data reduction methods: New empirical evidence«, *Journal of Econometrics* 178(2), 352–367.

Lehmann, R. und K. Wohlrabe (2015), »Looking into the Black Box of Boosting: The Case of Germany«, CESifo Working Paper Nr. 5686, verfügbar unter: https://ideas.repec.org/p/ces/ceswps/_5686.html.

Lehmann, R. und K. Wohlrabe (2016), »Looking into the black box of boosting: The case of Germany«, *Applied Economics Letters*, im Erscheinen.

Pierdzioch, C., M. Risse und S. Rohloff (2015), »Forecasting gold-price fluctuations: a real-time boosting approach«, *Applied Economics Letters* 22(1), 46–50.

Pierdzioch, C., M. Risse und S. Rohloff (2016), »A boosting approach to forecasting gold and silver returns: economic and statistical forecast evaluation«, *Applied Economics Letters*, im Erscheinen.

Methoden der ifo Kurzfristprognose am Beispiel der Ausrüstungsinvestitionen

24

Anna Billharz, Steffen Elstner und Marcus Jüppner

Konjunkturprognosen sind für die zukünftige Planung von Unternehmen und des Staats eine wichtige Bezugs- und Argumentationsgrundlage. Doch stellt sich des Öfteren die Frage, wie eine solche Prognose erstellt wird und auf welchen Methoden sie basiert. Das Anliegen des Artikels besteht darin, anhand eines praktischen Beispiels der interessierten Öffentlichkeit die Herangehensweise bei der Prognose eines Verwendungsaggregats des deutschen Bruttoinlandsprodukts (BIP) näher zu bringen. Eine Prognose für eine Verwendungskomponente des deutschen BIP umfasst das laufende sowie das kommende Jahr und wird in zwei Schritten erstellt. Zuerst erfolgt die Kurzfristprognose, bei der das aktuelle sowie das folgende Quartal prognostiziert werden (vgl. Nierhaus und Sturm 2003). Sie zeichnet sich dadurch aus, dass für diesen Zeitraum schon Informationen in Form von Indikatoren vorliegen. Der restliche Zeitraum wird anhand ökonometrischer Strukturmodelle prognostiziert, wobei dynamische Eigenschaften der betreffenden Zeitreihe und der verschiedenen Bezugszeitreihen fortgeschrieben werden.¹ Dieser Artikel beschreibt die Kurzfristprognose der Ausrüstungsinvestitionen, die eine stark schwankungsanfällige Komponente des BIP darstellen. Die Volatilität der Investitionen spiegelt sich in den Prognosen der Wirtschaftsforschungsinstitute, Banken, Versicherungen etc. wider, die oftmals stark voneinander abweichen. Um die Prognosequalität für den gesamten Prognosezeitraum zu verbessern, ist es daher von höchster Bedeutung, die aktuelle Entwicklung in der Investitionstätigkeit der Unternehmen zu ermitteln.

Das ifo Institut prognostiziert die Quartalswachstumsraten der Ausrüstungsinvestitionen für das laufende und kommende Quartal anhand eines ausgewählten Indikatoransatzes sowie statistischer und ökonometrischer Methoden. Dabei spielt die Evaluierung verschiedener Konjunkturindikatoren zur Prognose der Ausrüstungsinvestitionen eine wichtige Rolle.² So wird in einer Kreuzkorrelationsanalyse vorab geprüft, ob und in welchem Maße bzw. in welcher Richtung eine Wechselbeziehung zwischen der Indikator- und der Referenzzeitreihe besteht. Anschließend werden hochkorrelierte Indikatoren einem Granger-Kausalitätstest unterzogen. Dieser untersucht, ob die Indikatoren einen signifikanten Vorlauf gegenüber der Referenzzeitreihe aufweisen. Leider lassen Kreuzkorrelationen und Granger-Kausalitätstests nur bedingt auf die Out-of-Sample-Prognosefähigkeit der jeweiligen Indikatoren schließen. Out-of-Sample bedeutet hierbei, dass ein Prognosemodell für

einen bestimmten Zeitraum (Sample) geschätzt wird und dann die Prognose für Datenpunkte vorgenommen wird, die außerhalb des Schätzzeitraums liegen. Im nächsten Schritt wird daher die Güte der Prognosen der Indikatormodelle anhand verschiedener Maße wie dem absoluten Prognosefehler oder dem mittleren quadratischen Prognosefehler evaluiert.³ Diese werden im Rahmen von Pseudo-Out-of-Sample-Prognosen bestimmt. Die Kurzfristprognose der Ausrüstungen wird letztendlich durch Kombination der verschiedenen Indikatormodelle erstellt, um den Prognosefehler zu minimieren. In einem praktischen Beispiel wird eine Prognose für das dritte und vierte Quartal 2012 erstellt. Es wird der Informationsstand der ifo Prognose in Vorbereitung zur Erstellung des Herbstgutachtens der Gemeinschaftsdiagnose verwendet.

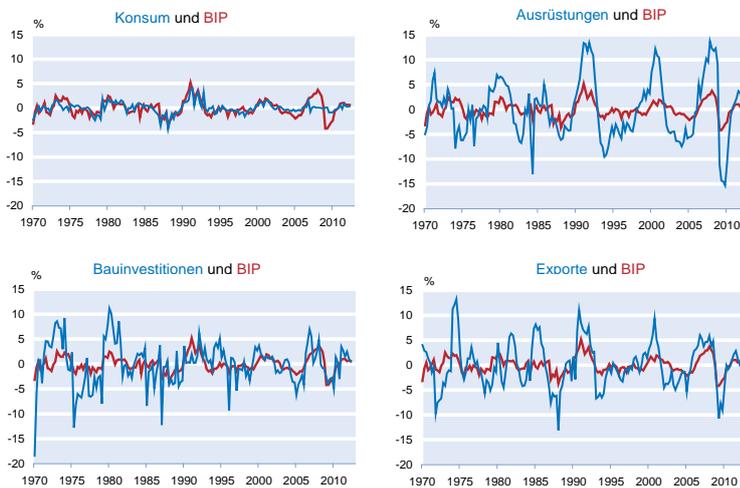
Die Kurzfristprognose der Ausrüstungsinvestitionen mit Hilfe von Indikatoren ist für die Gesamtprognose sehr wichtig, da die Investitionen eine sehr hohe Volatilität aufweisen. Abbildung 1 verdeutlicht diesen Zusammenhang im Vergleich der

¹ So können die deutschen Exporte sehr gut mit Hilfe einer internationalen Aktivitätsvariable, z.B. dem Welthandel oder dem exportanteilsgewichteten Bruttoinlandsprodukt der wichtigsten Handelspartner sowie der preislichen Wettbewerbsfähigkeit erklärt werden (vgl. Elstner et al. 2010).

² Das Arbeitspapier »Indikatoren zur Prognose der Investitionen in Deutschland« von Loose et al. (1999) beschäftigt sich ebenfalls mit der Evaluation von Indikatoren zur Kurzfristprognose der Investitionen.

³ Evaluierungen von Indikatoren u.a. für die Industrieerzeugnisse liefern Carstensen et al. (2011) oder Robinsonov und Wohlrabe (2010). Abberger und Wohlrabe (2006) geben einen Überblick über die Literatur mit ifo Indikatoren.

Abb. 1
Konjunkturkomponenten des BIP und seiner Verwendungsaggregate
(Auswahl)



Anmerkungen: Es werden hier die Konjunkturkomponenten der Verwendungsaggregate zusammen mit der Konjunkturkomponente des BIP dargestellt. Die Konjunkturkomponenten wurden mit einem Hodrick-Prescott-Filter bestimmt. Das Lambda beträgt 1600.

Quelle: Statistisches Bundesamt, Fachserie 18, Reihe 1.3.

Konjunkturkomponenten der verschiedenen Verwendungsaggregate mit dem BIP.⁴ Es ist deutlich zu erkennen, dass die Ausrüstungen, Bauinvestitionen und die Exporte im Konjunkturverlauf stark schwanken. Ihre Volatilität ist deutlich höher als die des BIP. Dies kann ebenfalls an ihren Standardabweichungen erkannt werden, die in Tabelle 1 aufgeführt sind. Die starke Schwankungsanfälligkeit dieser Komponenten macht es sehr schwierig, eine treffsichere Prognose zu erstellen. Man ist umso mehr auf gute Indikatoren angewiesen, die Aufschluss über den zukünftigen konjunkturellen Verlauf dieser Größen geben. Im Gegensatz dazu zeichnet sich der Konsum durch eine sehr geringe Volatilität im Konjunkturverlauf aus. Die Korrelationen zwischen den Ver-

⁴ Die Konjunkturkomponenten wurden mit einem Hodrick-Prescott-Filter bestimmt. Das Lambda beträgt für Quartalsdaten übliche 1600.

wendungskomponenten und dem Bruttoinlandsprodukt sind in Tabelle 1 dargestellt. Hierbei wurden saison- und kalenderbereinigte Quartalsdaten in konstanten Preisen verwendet. Die Anteile der Komponenten am BIP sind ebenfalls aufgeführt. Sie werden anhand nominaler Zahlen berechnet. Die Kreuzkorrelationen und Anteile sind auf Grundlage der Daten ab 1991 berechnet. Obwohl die Ausrüstungsinvestitionen durchschnittlich nur 7,6% vom nominalen BIP ausmachen, besitzen sie von allen Verwendungskomponenten die höchste kontemporäre Korrelation mit der Gesamtproduktion. Dies verdeutlicht ihre hohe Bedeutung für die Konjunkturprognose und macht den häufig für die Ausrüstungsinvestitionen verwendeten Begriff von »Cycle Maker« deutlich.

Indikatoren

Bevor potenzielle Indikatoren evaluiert werden, soll zunächst erläutert werden, welche Arten von Indikatoren unterschieden werden. Indikatoren lassen sich in quantitative und qualitative Indikatoren unterteilen (vgl. Nierhaus und Sturm 2003). Der Unterschied besteht dabei im statistischen Messverfahren. Quantitative Indikatoren basieren auf stetig gemessenen Daten, die erst im Nachhinein über die Entwicklung bestimmter Größen Aufschluss geben. Beispiele hierfür sind Umsatz, Produktion und Auftragseingänge. Nach Nierhaus und Sturm (2003) weisen sie eine hohe Messgenauigkeit auf. Ein großer Nachteil ist ihre späte Verfügbarkeit, da sie mit mehreren Monaten Verspätung publiziert werden und einem Revisionsprozess unterliegen, der ebenfalls Monate dauern kann. Qualitative Indikatoren sind unständig gemessene Daten, insbesondere Umfragedaten, die Einschätzungen von Wirtschaftssubjekten wiedergeben. Sie geben nur

Tab. 1
Kreuzkorrelationen ausgesuchter BIP-Komponenten mit dem BIP

	Anteil am BIP (ab 91 in %)	Std. Abw. (ab 91)	Kreuzkorrelationen (1991Q1–2012Q2)								
			Lead-Eigenschaft					Lag-Eigenschaft			
			- 4	- 3	- 2	- 1	0	1	2	3	4
BIP	100,0	0,85	- 0,07	0,06	0,08	0,29	1,00	0,29	0,08	0,06	- 0,07
Konsum (privat)	57,9	0,92	- 0,11	0,15	- 0,09	- 0,09	0,34	- 0,08	0,02	0,19	- 0,03
Ausrüstungs- investitionen	7,6	3,26	0,06	0,03	0,09	0,23	0,67	0,44	0,31	0,18	- 0,07
Bauinvestitionen	11,3	2,89	0,01	0,05	0,13	- 0,05	0,52	- 0,05	- 0,12	0,01	0,06
Exporte	35,1	2,77	- 0,02	0,01	0,13	0,44	0,59	0,34	0,17	0,01	- 0,19

Anmerkung: Aufgeführt sind die Kreuzkorrelationen der Quartalswachstumsraten der BIP-Komponenten mit dem BIP, sowie die Autokorrelation des BIP. Ebenfalls aufgeführt sind die Standardabweichung des BIP und seiner Komponenten und die Anteile der BIP-Komponenten. Alle Berechnungen wurden anhand saison- und kalenderbereinigter Daten getätigt.

Quelle: Statistisches Bundesamt, Fachserie 18, Reihe 1.3.

indirekt, beispielsweise über Stimmungen oder Erwartungen, Aufschluss über die wirtschaftliche Entwicklung. Ein bekanntes Beispiel ist der monatlich veröffentlichte ifo Geschäftsklimaindex. Qualitative Indikatoren zeichnen sich durch ihre zeitnahe Verfügbarkeit aus. Nierhaus und Sturm (2003) diskutieren, dass die qualitativen Indikatoren für die Kurzfristprognose von größerer Bedeutung sind als die quantitativen, da sie zusätzlich Informationen über Urteile und Erwartungen der Unternehmen liefern. In die Kurzfristprognose der Ausrüstungsinvestitionen gehen somit quantitative und qualitative Indikatoren ein. Aus dem Bereich der quantitativen Indikatoren werden Produktion, inländische Auftragseingänge, inländische Umsätze, Importe von Investitionsgütern, Order Capacity Index (Auftragseingänge im Verhältnis zur Produktionskapazität, kurz OCI) und den Zinsen untersucht. Es werden inländische Auftragseingänge und Umsätze betrachtet, da die ausländischen nicht in die Ausrüstungen, sondern in die Exporte eingehen. Ebenfalls herangezogen werden die qualitativen ifo Indikatoren aus den Bereichen Geschäftsklima und Geschäftserwartungen sowie die Kapazitätsauslastung.

Die zeitliche Verfügbarkeit von Indikatoren spielt eine bedeutende Rolle für ihre Eignung zur Kurzfristprognose. Bis zur Fertigstellung der Berechnungen des Statistischen Bundesamts für die Quartalsdaten der einzelnen Komponenten des Bruttoinlandsprodukts vergehen bis zu zwei Monate nach Abschluss des betreffenden Quartals. Da die meisten Indikatoren monatlich erhoben werden, stehen sie meist schon vor den Daten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung zur Verfügung. Prognostiker sind auf Indikatoren angewiesen, die möglichst viele Monate des zu prognostizierenden Quartals abdecken. Tabelle 2 gibt Aufschluss darüber, welche Monatsdaten der Indikatoren für den jeweiligen Prognosehorizont zur Verfügung stehen. Insbesondere die um-

fragebasierten ifo Indikatoren sind sehr zeitnah erhältlich. Sie werden noch im Erhebungsmonat selbst zugänglich gemacht. Für das folgende Quartal liegen zum Prognosezeitpunkt keine Werte für die Indikatoren vor. Dies verdeutlicht den Bedarf an Indikatoren mit Vorlaufeigenschaft.

Problematisch ist, dass die Ausrüstungsinvestitionen als Quartalszahlen vorliegen, während die Indikatoren größtenteils als Monatsdaten vorliegen. Um eine Verbindung zwischen den Quartals- und Monatsdaten zu schaffen, wird auf Brückengleichungen (»bridge equations«) zurückgegriffen (vgl. Carstensen et al. 2009). Sie stellen über eine lineare Regression einen direkten Bezug zwischen den vorhandenen Indikatoren und der Zielzeitreihe her. Es sollte hierbei ein aktueller Quartalsdurchschnitt der Indikatoren vorliegen. Ist dies aufgrund fehlender Monatswerte nicht der Fall (vgl. Tab. 2), können die fehlenden Werte durch verschiedene Methoden generiert werden. Carstensen et al. (2009) und Wohlrabe (2009) diskutieren in diesem Zusammenhang verschiedene Möglichkeiten. Die »naive Prognose« ist die einfachste unter ihnen, worunter die Fortschreibung des letzten beobachteten Wertes verstanden wird. Alternativ können die fehlenden Werte durch ein separates Zeitreihenmodell, beispielsweise ein univariates, autoregressives Modell in Monatsfrequenz prognostiziert werden. Die naive Prognose wird in diesem Beitrag verwendet, falls nur ein Monatswert im laufenden Quartal vorliegt. Für den Fall, dass mehr als ein Wert vorliegt, wird ein Durchschnitt über die vorhandenen Werte gebildet werden, welcher für den fehlenden Wert fortgeschrieben wird.

Die Indikatorzeitreihen, die in diesem Beitrag untersucht werden, liegen, sofern nicht anders angegeben, ab 1991 als Monatsdaten bis zum aktuelle Rand vor. Die gebildeten Quartalsdurchschnitte der Indikatorzeitreihen werden für die Be-

Tab. 2
Verfügbarkeit der Indikatorzeitreihen für die vierteljährlichen Konjunkturprognosen

Indikator	Konjunkturprognosen			
	Gemeinschaftsdiagnose Frühjahr (März)	ifo Sommerprognose (Juni)	Gemeinschaftsdiagnose Herbst (September)	ifo Winterprognose (Dezember)
Kapazitätsauslastung	Q1	Q2	Q3	Q4
OCI	Q4 (Vorjahr)	Q1	Q2	Q3
Produktion	Jan.	Apr.	Juli	Okt.
Auftragseingänge	Jan.	Apr.	Juli	Okt.
Umsätze	Jan.	Apr.	Juli	Okt.
Importe von Investitionsgütern	Jan.	Apr.	Juli	Okt.
Kurzfristige Zinsen	Jan., Feb., Mrz.	Mai, Jun., Jul.	Juli, Aug., Sep.	Okt., Nov., Dez.
Langfristige Zinsen	Jan., Feb., Mrz.	Mai, Jun., Jul.	Juli, Aug., Sep.	Okt., Nov., Dez.
ifo Indikatoren	Jan., Feb.	Mai, Jun.	Juli, Aug.	Okt., Nov.

Anmerkungen: Aufgeführt sind die aktuell verfügbaren Indikatorzeitreihen für das laufende Quartal der jeweiligen Prognosen. Bei der Kapazitätsauslastung und dem Order Capacity Index (OCI) handelt es sich um Quartalsdaten. Bei den kurzfristigen Zinsen handelt es sich um Dreimonatsgeld (1991–1998: FIBOR, ab 1999: EURIBOR). Bei den langfristigen Zinsen handelt es sich um die Rendite auf zehnjährige deutsche Staatsanleihen.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

rechnungen entsprechend transformiert. Stationäre Variablen wie die Kapazitätsauslastung und Zinsen müssen in Niveauwerten vorliegen, während nichtstationäre Variablen wie die Produktion und Auftragseingänge als logarithmierte Differenzen (Wachstumsraten) angegeben werden müssen. Ansonsten besteht die Gefahr einer Scheinkorrelation (vgl. Granger und Newbold 1974). Die Ausrüstungsinvestitionen liegen als saison- und kalenderbereinigte reale Quartalswachstumsraten aus der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung des Statistischen Bundesamtes vor.

Kreuzkorrelationsanalyse

Mit Hilfe von Kreuzkorrelationen lässt sich feststellen, ob zwischen zwei verschiedenen Zeitreihen eine Wechselbeziehung besteht. In diesem Fall wird untersucht, wie hoch ein Indikator mit seiner Referenzreihe, den Ausrüstungsinvestitionen korreliert ist. Eine weitere wichtige Eigenschaft von Indikatoren ist ihr Vor- und Nachlauf gegenüber der Referenzreihe (Lead- und Lag-Eigenschaft). Nachläufige Zeitreihen hinken der Referenzreihe zeitlich hinterher und bilden ihre Entwicklung nachträglich ab. Indikatoren mit Vorlauf-eigenschaft geben bereits im Vorhinein Aufschluss über die zukünftige Entwicklung der Referenzzeitreihe. Diese Eigenschaften können ebenfalls anhand der Kreuzkorrelationsanalyse untersucht werden. Es werden dazu jeweils vier Leads und Lags verwendet.

Ausgewählte Ergebnisse der Kreuzkorrelationsanalyse von quantitativen und qualitativen Indikatoren sind in Tabelle 3 dargestellt. Die Kapazitätsauslastung und der Order Capacity Index weisen relativ niedrige kontemporäre Korrelationen von 0,25 und 0,58 sowie tendenziell einen Nachlauf auf.

Die Indikatoren im Bereich der Produktion haben gemäß den Ergebnissen einen kontemporären Charakter in Bezug auf die Ausrüstungen. Eine hohe Korrelation mit den Ausrüstungen liegt beispielsweise bei der Produktion von Investitionsgütern (0,80) vor. In der Tabelle nicht dargestellt, aber

Die Indikatoren im Bereich der Produktion haben gemäß den Ergebnissen einen kontemporären Charakter in Bezug auf die Ausrüstungen. Eine hohe Korrelation mit den Ausrüstungen liegt beispielsweise bei der Produktion von Investitionsgütern (0,80) vor. In der Tabelle nicht dargestellt, aber

Tab. 3
Kreuzkorrelationen der Indikatoren mit den Ausrüstungsinvestitionen

Indikator	Lead-Eigenschaft des Indikators					Lag-Eigenschaft des Indikators			
	- 4	- 3	- 2	- 1	0	1	2	3	4
<i>Ausrüstungsinvestitionen</i>	0,04	0,15	0,31	0,39	1,00	0,39	0,31	0,15	0,04
Order Capacity Index (OCI) ^{a)}	- 0,38	- 0,20	0,01	0,34	0,58	0,63	0,58	0,54	0,40
Kapazitätsauslastung	- 0,41	- 0,35	- 0,25	- 0,06	0,25	0,51	0,63	0,66	0,60
Produktion (real)									
Verarbeitendes Gewerbe	- 0,05	0,23	0,33	0,55	0,79	0,30	0,04	0,06	- 0,06
Investitionsgüter	- 0,09	0,21	0,28	0,51	0,80	0,34	0,13	0,13	- 0,02
Auftragseingänge (Inland, real)									
Verarbeitendes Gewerbe	0,12	0,31	0,42	0,61	0,56	0,13	- 0,14	0,04	- 0,16
Verarbeitendes Gewerbe ohne sonstiger									
Fahrzeugbau	0,11	0,32	0,42	0,67	0,60	0,14	- 0,09	- 0,03	- 0,16
Investitionsgüter	0,13	0,28	0,39	0,54	0,49	0,26	- 0,07	0,16	- 0,16
Investitionsgüter ohne sonstiger									
Fahrzeugbau ^{b)}	0,04	0,27	0,39	0,69	0,59	0,28	0,01	0,02	- 0,17
Umsatz (Inland, nominal)									
Verarbeitendes Gewerbe	- 0,17	0,15	0,24	0,49	0,76	0,33	0,17	0,14	0,02
Investitionsgüter	- 0,15	0,09	0,17	0,41	0,65	0,27	0,31	0,24	0,05
Importe (nominal) ^{c)}									
Investitionsgüter	0,08	0,12	0,11	0,49	0,50	0,40	0,05	0,20	- 0,26
Zinsen (nominal) ^{d)}									
kurzfristige Zinsen	- 0,42	- 0,42	- 0,41	- 0,33	- 0,21	- 0,12	- 0,07	- 0,02	0,02
langfristige Zinsen	- 0,25	- 0,22	- 0,20	- 0,15	- 0,09	- 0,09	- 0,10	- 0,09	- 0,10
Zinsdifferenz	0,45	0,49	0,50	0,42	0,26	0,10	- 0,01	- 0,09	- 0,16
ifo Indikatoren									
Geschäftsklima									
Geschäftsklimaindex (gesamt)	- 0,27	- 0,09	0,15	0,40	0,55	0,59	0,55	0,44	0,30
Verarbeitendes Gewerbe	- 0,20	- 0,03	0,21	0,47	0,63	0,66	0,59	0,46	0,30
Investitionsgüter	- 0,20	- 0,05	0,18	0,45	0,61	0,66	0,63	0,51	0,36
Geschäftserwartungen									
Geschäftserwartungen (gesamt)	- 0,07	0,14	0,43	0,64	0,66	0,54	0,34	0,15	- 0,04
Verarbeitendes Gewerbe	0,03	0,23	0,48	0,67	0,66	0,50	0,28	0,06	- 0,12
Investitionsgüter	0,05	0,23	0,46	0,65	0,66	0,51	0,31	0,10	- 0,09

Anmerkung: Aufgeführt sind die Kreuzkorrelationen der Indikatoren mit den Ausrüstungsinvestitionen und die Autokorrelation der Ausrüstungsinvestitionen. Der Zeitraum erstreckt sich von 1991 (falls vorhanden) bis zum aktuellen Rand. – ^{a)} Der Order Capacity Index (OCI) liegt ab 2003 vor. – ^{b)} Die Auftragseingänge für Investitionsgüter ohne sonstigen Fahrzeugbau liegen ab 1995 vor. – ^{c)} Die Importe von Investitionsgütern liegen ab 2000 vor. – ^{d)} Bei den kurzfristigen Zinsen handelt es sich um Dreimonatsgeld (1991–1998: FIBOR, ab 1999: EURIBOR). Bei den langfristigen Zinsen handelt es sich um die Rendite zehnjähriger Staatsanleihen. Die Zinsdifferenz berechnet sich aus der Differenz zwischen den langfristigen und den kurzfristigen Zinsen.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

ebenfalls untersucht, wurde die Produktion in verschiedenen Branchen. Dabei weist die Produktion im Maschinenbau eine sehr hohe Korrelation mit den Ausrüstungen auf (0,82). Weniger stark korreliert sind die Produktion in der Chemiebranche (0,45) und der Pharmaindustrie (0,14). Bei den Auftragseingängen ist eine Lead-Eigenschaft deutlich zu erkennen. Sie neigen zu einem Vorlauf von einem Quartal. Die höchste Korrelation bei einem Quartal Vorlauf weisen die Auftragseingänge für Investitionsgüter ohne sonstigen Fahrzeugbau (0,69) auf. Hinsichtlich der Kreuzkorrelation zwischen den Umsätzen und den Ausrüstungsinvestitionen ist der inländische Umsatz im Verarbeitenden Gewerbe mit einer kontemporären Korrelation von 0,76 hervorzuheben.

Die Korrelation zwischen den Ausrüstungsinvestitionen und den Zinsen zeichnet ein sehr interessantes Bild. Kontemporär zeigt sich keine nennenswert hohe Korrelation, jedoch weisen die Zinsen eine deutliche Lead-Eigenschaft auf. Die kurzfristigen und langfristigen Zinsen haben einen Vorlauf von drei bis vier Quartalen und eignen sich deswegen eher für eine mittelfristige Prognose.

Die ifo Indikatoren wurden aus den Bereichen Geschäftsklima und Geschäftserwartungen ausgewählt. Die ifo Geschäftsklimaindikatoren weisen auf den ersten Blick tendenziell einen Nachlauf auf, während die ifo Geschäftserwartungen eher zu einem Vorlauf von einem Quartal neigen.

Aufgrund ihrer Korrelation und Relevanz werden folgende Indikatoren für die weiteren Tests ausgewählt: die Kapazitätsauslastung, die Produktion von Investitionsgütern, Produktion im Verarbeitenden Gewerbe und die inländischen Auftragseingänge für Investitionsgüter, ifo Geschäftsklima und ifo Geschäftserwartungen für Investitionsgüter.⁵ Obwohl die inländischen Auftragseingänge für Investitionsgüter ohne sonstigen Fahrzeugbau bessere Eigenschaften aufweisen, gehen sie nicht in die weiteren Berechnungen mit ein, da erst ab 1995 Daten vorliegen und somit keine Vergleichbarkeit mit den anderen Zeitreihen gewährleistet wäre.

Granger-Kausalität

Ein weiteres Kriterium für die Nützlichkeit von Indikatoren ist der Granger-Kausalitätstest (vgl. Hamilton 1994). Im Gegensatz zur Kreuzkorrelationsanalyse wird geprüft, ob eine statistische Kausalität bzw. ein dynamischer Zusammenhang zwischen dem Indikator und der Referenzreihe besteht. Speziell wird geprüft, ob die Indikatoren einen systematischen Vorlauf im Vergleich zur Referenzreihe aufweisen. Ein

⁵ In diesem Beitrag beschränken wir uns der Anschaulichkeit wegen auf sechs Indikatoren. Bei der ifo Prognose wird eine größere Anzahl von Indikatoren für weitere Untersuchungen ausgewählt.

Indikator ist Granger-kausal zu den Ausrüstungsinvestitionen, wenn die Berücksichtigung dieses Indikators hilft, die Entwicklung der Investitionen besser zu beschreiben. Gleichzeitig wird auf sogenannte Feedback-Beziehungen und den unerwünschten Fall der entgegengesetzten Granger-Kausalität untersucht. Eine Feedback-Beziehung zwischen Indikator und Referenzzeitreihe bedeutet, dass der Indikator die Referenzzeitreihe zwar signifikant erklärt, dies jedoch auch umgekehrt der Fall ist. Entgegengesetzte Granger-Kausalität bedeutet, dass die Referenzzeitreihe einen signifikanten Erklärungsbeitrag für den Indikator leistet und nicht umgekehrt. Unter der Verwendung von vier Lags werden folgende Gleichungen geschätzt:

$$(1) \quad y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_4 y_{t-4} + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_4 x_{t-4} + u_{1,t}$$

$$(2) \quad x_t = \gamma_1 x_{t-1} + \dots + \gamma_4 x_{t-4} + \delta_1 y_{t-1} + \dots + \delta_4 y_{t-4} + u_{2,t}$$

Wobei y_t der Quartalswachstumsrate der Ausrüstungsinvestitionen zum Zeitpunkt t entspricht, während x_t die jeweilige transformierte Indikatorzeitreihe darstellt, die zur Prognose der Ausrüstungsinvestitionen herangezogen wird. Im ersten Schritt wird geprüft, ob die Indikatoren Granger-kausal zu den Ausrüstungsinvestitionen sind. Dies ist der Fall, wenn in Gleichung (1) gilt, dass alle vier Verzögerungen von x_t zusammen einen signifikanten Einfluss auf y_t ausüben. Im letzten Schritt muss überprüft werden, ob sich die Ausrüstungsinvestitionen Granger-kausal zum jeweiligen Indikator verhalten, um auf eventuelle Feedback-Beziehungen und umgekehrte Granger-Kausalität schließen zu können. Hierzu werden F-Tests herangezogen. Im ersten Schritt wird die Nullhypothese »Der Indikator ist **nicht** Granger-kausal zu den Ausrüstungsinvestitionen« aufgestellt. Lässt sich die Nullhypothese auf einem Signifikanzniveau von 5% verwerfen, so ist die Indikatorreihe Granger-kausal zur Referenzreihe. Für einen guten Indikator sollte demnach die Nullhypothese abgelehnt werden können. In Tabelle 4 sind die resultierenden F- und p-Werte der ausgewählten Indikatoren enthalten. Demnach kann die Nullhypothese für alle Indikatoren auf einem Signifikanzniveau von 5% verworfen werden. Dies bedeutet, dass alle Indikatoren einen signifikanten Erklärungsbeitrag für die Ausrüstungsinvestitionen leisten. Mit Blick auf die Kapazitätsauslastung ist dies erstaunlich, da nach der Korrelationstabelle sie mit den Ausrüstungen nur eine geringe kontemporäre Korrelation aufweist.

Im zweiten Schritt wird die Nullhypothese »Die Ausrüstungsinvestitionen sind **nicht** Granger-kausal zum (jeweiligen) Indikator« formuliert. Diese Hypothese sollte auf einem Signifikanzniveau von 5% nicht verworfen werden können. Die Ergebnisse dieses Tests sind in Tabelle 5 aufgeführt. Die Nullhypothese lässt sich nur für die Kapazitätsauslastung und die inländischen Auftragseingänge für Investitionsgüter verwerfen. Folglich sind die Ausrüstungsinvestitionen Gran-

Tab. 4
Granger-Kausalitätstest für die Indikatoren

Indikator	H0: Indikator ist nicht Granger-kausal zu den Ausrüstungsinvestitionen	
	F-Wert	p-Wert
Kapazitätsauslastung	3,67	0,01
Produktion von Investitionsgütern	5,02	0,00
Produktion im Verarbeitenden Gewerbe	6,48	0,00
Inländische Auftragseingänge für Investitionsgüter	8,47	0,00
ifo Geschäftsklima für Investitionsgüter	9,27	0,00
ifo Geschäftserwartungen für Investitionsgüter	9,13	0,00

Anmerkungen: Aufgeführt sind die F- und p-Werte der Nullhypothese, dass der Indikator nicht Granger-kausal zu der Referenzreihe ist, für die einzelnen Indikatormodelle.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Tab. 5
Granger-Kausalitätstest für die Ausrüstungsinvestitionen

Indikator	H0: Ausrüstungsinvestitionen sind nicht Granger-kausal zum Indikator	
	F-Wert	p-Wert
Kapazitätsauslastung	4,70	0,00
Produktion von Investitionsgütern	0,92	0,46
Produktion im Verarbeitenden Gewerbe	0,74	0,57
Inländische Auftragseingänge für Investitionsgüter	3,21	0,02
ifo Geschäftsklima für Investitionsgüter	1,44	0,23
ifo Geschäftserwartungen für Investitionsgüter	0,26	0,90

Anmerkungen: Aufgeführt sind die F- und p-Werte der Nullhypothese, dass die Referenzzeitreihe nicht Granger-kausal zur Indikatorzeitreihe ist, für die einzelnen Indikatormodelle.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Tab. 6
Testergebnis des Granger-Kausalitätstests

Indikator	Testergebnis
Kapazitätsauslastung	FB
Produktion von Investitionsgütern	I-R
Produktion im Verarbeitenden Gewerbe	I-R
Inländische Auftragseingänge für Investitionsgüter	FB
ifo Geschäftsklima für Investitionsgüter	I-R
ifo Geschäftserwartungen für Investitionsgüter	I-R

Anmerkungen: I-R bedeutet, dass die Indikatorzeitreihe Granger-kausal für die Referenzzeitreihe ist; FB bedeutet, dass eine Feedback-Beziehung zwischen der Indikatorzeitreihe und der Referenzreihe besteht; R-I bedeutet umgekehrte Kausalität (tritt in keinem Fall auf).

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

ger-kausal zu den beiden Indikatoren und leisten für ihre Entwicklung einen signifikanten Erklärungsbeitrag.

Die Schlussfolgerungen des Granger-Kausalitätstests sind in Tabelle 6 aufgeführt. Es stellt sich heraus, dass die Kapazitätsauslastung und die inländischen Auftragseingänge für

Investitionsgüter in einer Feedback-Beziehung mit den Ausrüstungen stehen. Für die anderen vier Indikatoren gilt, dass sie Granger-kausal zu den Ausrüstungen sind, Feedback-Beziehungen jedoch nicht bestehen. In keinem Fall tritt umgekehrte Kausalität auf. Somit sind alle Indikatoren geeignet für die Kurzfristprognose.

Pseudo-Out-of-Sample Prognosen

Da eine Auswahl an Indikatoren zur Prognose der Ausrüstungsinvestitionen mit Hilfe der Kreuzkorrelationsanalyse und des Granger-Kausalitätstests getroffen wurde, folgt nun die Untersuchung der Prognosegüte der Indikatoren. Hierzu werden Pseudo-Out-of-Sample-Prognosen herangezogen (vgl. Hülsesewig et al. 2007). Wie der Zusatz »Pseudo« bereits suggeriert, werden für einen gewissen Zeitraum, für den bereits realisierte Daten vorliegen, Prognosen erstellt. Im weiteren Verlauf wird der Prognosehorizont Schritt für Schritt in Richtung aktueller Rand verschoben. Schließlich werden die prognostizierten Werte mit den realisierten Daten verglichen, um die Güte der Indikatormodelle anhand ihrer Prognosefehler zu bestimmen und untereinander zu vergleichen. Für den Zeitraum von 1991Q1 bis einschließlich 2005Q2 erfolgt zunächst eine Schätzung des jeweiligen Indikatormodells, da die letzten 28 Quartale, beginnend mit 2005Q3, prognostiziert werden sollen. Auf der Grundlage dieses im Verlauf immer um ein Quartal erweiterten Zeitraums wird in einer rekursiven Schätzung jeweils das aktuelle und gleichzeitig das nächste Quartal prognostiziert. Die Out-of-Sample-Prognosen für das aktuelle und das folgende Quartal werden in getrennten Modellen betrachtet, da die zeitliche Verfügbarkeit von Indikatoren jeweils unterschiedlich ist. Bei der Schätzung des folgenden Quartals muss beachtet werden, dass die Ausrüstungen des aktuellen Quartals nicht vorliegen und die Indikatoren temporär nicht verfügbar sind. Somit lauten die Gleichungen für die Prognosen des aktuellen (1) und des folgenden Quartals (2):

$$(1) \hat{y}_t = \hat{\alpha}_0^1 + \hat{\alpha}_1^1 y_{t-1} + \dots + \hat{\alpha}_4^1 y_{t-4} + \hat{\beta}_0^1 x_t + \hat{\beta}_1^1 x_{t-1} + \dots + \hat{\beta}_4^1 x_{t-4}$$

$$(2) \hat{y}_{t+1} = \hat{\alpha}_0^2 + \hat{\alpha}_1^2 \hat{y}_t + \hat{\alpha}_2^2 y_{t-1} + \dots + \hat{\alpha}_4^2 y_{t-3} + \hat{\beta}_0^2 x_t + \dots + \hat{\beta}_4^2 x_{t-3}$$

Die Beschriftungen sind analog zum Granger-Kausalitätstest. Da bei der Schätzung des folgenden Quartals die Ausrüstungen des aktuellen Quartals nicht vorliegen, werden sie entweder aus der Schätzung ausgeschlossen ($\hat{\alpha}_1^2$ gleich null gesetzt), oder sie werden durch das Modell (1) bestimmt. Ebenfalls denkbar wäre es, aufgrund mangelnder Autokorrelation ausschließlich den Indikator als erklärende Variable zu verwenden. Dann würden alle $\hat{\alpha}$ -Koeffizienten gleich null gesetzt. Alle Varianten wurden in den Berechnungen getestet.

RMSE und Theil'scher Ungleichheitskoeffizient

Die Güte der ermittelten Prognosen lässt sich durch die Berechnung des Root Mean Squared Errors (RMSE) beschreiben (vgl. Hülsewig et al. 2007). Der RMSE ist die Wurzel des mittleren quadratischen Prognosefehlers. Folglich muss gelten:

$$RMSE = \sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} \frac{(\hat{y}_t - y_t)^2}{h}}$$

$(\hat{y}_t - y_t)$ bezeichnet die Differenz zwischen dem Prognosewert \hat{y}_t und dem wahren Wert y_t zum Zeitpunkt t . Da die Differenzen sowohl positiv als auch negativ sein können, werden sie quadriert. h steht für die Anzahl der Pseudo-Out-of-Sample-Prognosefehler. T markiert das Ende des Schätzzeitraums (2005Q2). In diesem Fall ist $h = 28$, da insgesamt 28 Quartale (2005Q3–2012Q2) prognostiziert werden. Somit gibt der RMSE die durchschnittliche Abweichung der Prognosen von den wahren Werten an, wobei hohe Abweichungen stärker gewichtet werden als geringere. Je höher der RMSE eines Indikatormodells, desto weiter liegen Prognosewerte und tatsächliche Werte auseinander und desto schlechter schneidet demnach das verwendete Prognosemodell ab. Weist der RMSE einen Wert nahe null auf, so stimmen prognostizierte Werte und wahre Werten nahezu überein.

Ein relatives Maß zur Beurteilung der Güte eines Prognosemodells stellt der Theil'sche Ungleichheitskoeffizient dar. Dieser berechnet sich aus dem Verhältnis zwischen dem RMSE des verwendeten Indikatormodells und dem RMSE eines Referenzmodells.

$$\text{Theil's } U = \frac{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} \frac{(\hat{y}_t - y_t)^2}{h}}}{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} \frac{(\hat{y}_t^{ref} - y_t)^2}{h}}}$$

\hat{y}_t^{ref} steht für den Prognosewert des Referenzmodells zum Zeitpunkt t . Verwendet wird ein univariates AR(4)-Modell, in dem auf vier Lags der Ausrüstungsinvestitionen regressiert

wird.⁶ Ein Random-Walk-Modell wurde zum Vergleich ebenfalls getestet.⁷

Mit dem Theil'schen Ungleichheitskoeffizienten (Theil's U) lässt sich untersuchen, ob und inwieweit die Einbeziehung des Indikators die Prognose im Vergleich zu einem einfachen Referenzmodell verbessert (vgl. Hülsewig et al. 2007). Ist der Wert des Koeffizienten null, antizipieren die Prognosen des Indikatormodells perfekt die Entwicklung der Ausrüstungen. Ein Koeffizient kleiner eins bedeutet, dass der RMSE des verwendeten Indikatormodells kleiner ist als der des Referenzmodells. Folglich liefert das Indikatormodell im Durchschnitt bessere Prognosen als das Referenzmodell. Jedoch können zu einzelnen Prognosezeitpunkten erhebliche Unterschiede auftauchen. Ist der Koeffizient größer eins, gilt im Umkehrschluss, dass der RMSE des verwendeten Modells größer ist als der des Referenzmodells. Das Modell würde in diesem Fall im Durchschnitt schlechtere Prognosen erstellen als das Referenzmodell.

Ergebnisse der Pseudo-Out-of-Sample-Prognose

In Tabelle 7 sind die RMSE der Indikator- und Vergleichsmodelle aufgeführt. Die Indikatormodelle ohne verzögert endogene Variable liefern die besten Ergebnisse, beziehungsweise die geringsten Prognosefehler. Dies lässt sich mit der relativ geringen Autokorrelation der Ausrüstungsinvestitionen erklären (vgl. Tab. 3). Insgesamt weisen fast alle untersuchten Indikatoren einen RMSE von mindestens 3 bis 4 Prozentpunkten auf. Dies ist auf den ersten Blick enorm. Hier zeigt sich jedoch die Problematik von quadrierten Abweichungen für die Berechnung von mittleren Prognosefehlern. Sehr hohen Prognosefehlern wird ein höheres Gewicht beigemessen, wodurch sie sich stärker im RMSE niederschlagen.

Ursächlich für den hohen RMSE sind in diesem Fall die hohen Prognosefehler zu Zeiten der Wirtschafts- und Finanzkrise, in der es zu einem starken Einbruch der Investitionstätigkeit im ersten Quartal 2009 kam. Die Indikatormodelle waren nicht in der Lage, dies zu antizipieren. Für das erste Quartal des Jahres 2009 resultieren quadrierte Prognosefehler der Indikatormodelle von bis zu weit über 100. Wird das betreffende Quartal aus den Berechnungen ausgeschlossen, sind die Prognosefehler geringer (vgl. Tab. 8). Sie liegen für die Indikatormodelle jedoch immer noch über 2 Prozentpunkte. Dies wird jedoch durch die hohe Standardabweichung der Quartalswachstumsrate der Ausrüstungen relativiert (3,26), die nur zu einem gewissen Teil abgefangen

⁶ AR(4)-Prognosemodell für das aktuelle Quartal:

$$\hat{y}_t^{ref} = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 y_{t-1} + \dots + \hat{\alpha}_4 y_{t-4}$$

⁷ Random-Walk-Prognosemodell für das aktuelle Quartal:

$$\hat{y}_t^{ref} = y_{t-1}$$

Tab. 7
RMSE der Indikator- und Referenzmodelle

	laufendes Quartal	folgendes Quartal
Indikator		
Kapazitätsauslastung	3,94	4,76
Produktion von Investitionsgütern	3,33	4,92
Produktion im Verarbeitenden Gewerbe	3,07	4,87
Inländische Auftragseingänge für Investitionsgüter	3,66	4,40
ifo Geschäftsklima für Investitionsgüter	3,75	3,79
ifo Geschäftserwartungen für Investitionsgüter	3,72	3,75
Referenzmodell		
AR(4)-Modell	5,25	5,44
Random Walk	5,53	6,25
Standardabweichung der Wachstumsrate der Ausrüstungsinvestitionen	4,88	
Anmerkung: Aufgeführt sind RMSE der einzelnen Indikatormodelle ohne verzögert endogene Variable und der Referenzmodelle. Die RMSE wurden getrennt für die Prognose des laufenden Quartals und die Prognose des folgenden Quartals ermittelt. Bei der Prognose des folgenden Quartals wird für das AR(4)-Modell das laufende Quartal als unbekannt gesetzt. Ebenfalls aufgeführt ist die Standardabweichung der Quartalswachstumsrate der Ausrüstungsinvestitionen für den Prognosezeitraum der Pseudo-Out-of-Sample-Prognose (2005Q3–2012Q2). Alle Zahlen wurden anhand von Log-Differenzen bestimmt.		

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Tab. 8
RMSE der Indikator- und Referenzmodelle ohne erstes Quartal 2009

	laufendes Quartal	folgendes Quartal
Indikator		
Kapazitätsauslastung	2,92	2,92
Produktion von Investitionsgütern	3,00	3,69
Produktion im Verarbeitenden Gewerbe	2,70	3,57
Inländische Auftragseingänge für Investitionsgüter	2,56	3,11
ifo Geschäftsklima für Investitionsgüter	2,50	2,55
ifo Geschäftserwartungen für Investitionsgüter	2,27	2,31
Referenzmodell		
AR(4)-Modell	3,66	3,69
Random Walk	3,56	4,87
Standardabweichung der Wachstumsrate der Ausrüstungsinvestitionen	2,70	
Anmerkung: Aufgeführt sind RMSE der einzelnen Indikatormodelle ohne verzögert endogene Variable und der Referenzmodelle, wobei das erste Quartal 2009 aus den Berechnungen ausgeschlossen wurde. Bei der Berechnung der Standardabweichung der Quartalswachstumsrate der Ausrüstungsinvestitionen wurde das erste Quartal 2009 ebenfalls ausgeschlossen. Alle Zahlen wurden anhand von Log-Differenzen bestimmt.		

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

werden kann. Für den Prognosezeitraum ab 2005Q3 liegt die Standardabweichung sogar bei 4,88.

Die Ergebnisse der Berechnung des Theil'schen Ungleichheitskoeffizienten sind in Tabelle 9 aufgeführt. Der Koeffizient ist für alle Indikatoren kleiner eins, was bedeutet, dass alle

Indikatormodelle im Durchschnitt bessere Prognosen liefern als ein AR(4)-Modell. Für die Prognose des aktuellen Quartals scheint vor allem die Produktion im Verarbeitenden Gewerbe mit einem Theil's U von unter 0,6 geeignet zu sein, während für eine Prognose des Folgequartals besonders das ifo Geschäftsklima und die ifo Geschäftserwartungen als geeignet erscheinen. Dies spricht für einen Vorlauf von einem Quartal, der in den Berechnungen der Kreuzkorrelationen für das ifo Geschäftsklima noch nicht ersichtlich war. Hier zeigt sich, dass ein zu starker Fokus auf den Kreuzkorrelationen zu Fehlinterpretationen führen kann. Bei den Berechnungen hat sich ergeben, dass das autoregressive Modell bei der Prognose des aktuellen Quartals im Durchschnitt nur wenig besser abschneidet als ein Random Walk (Theil's U von 0,95 gegenüber einem Random Walk). Bei der Prognose des folgenden Quartals ist der Vorteil größer (Theil's U von 0,87).

Kurzfristprognose

Im Folgenden wird anhand der ausgewählten Indikatoren ein praktisches Beispiel für die Prognose der Wachstumsraten der Ausrüstungsinvestitionen für das dritte und vierte Quartal 2012 gegeben. Für die Erstellung der endgültigen Prognose gibt es verschiedene Methoden. Beispielsweise kann das Indikatormodell mit dem geringsten RMSE bzw. Theil'schen Ungleichheitskoeffizienten verwendet werden. Sinnvoller ist jedoch die Verwendung eines Model-Averaging-Ansatzes, bei dem mehrere unterschiedliche Modelle gleichzeitig betrachtet werden (vgl. Hülsesewig et al. 2007). Die endgültige Prognose wird aus einem gewichteten Durchschnitt der jeweiligen Prognosen der Indikatormodelle mit dem jeweiligen Kehrwert des RMSE als Gewicht berechnet. Modelle, die einen geringeren mittleren Prognosefehler aufweisen, gehen somit mit einem höheren Gewicht in die Endprognose ein und umgekehrt. Henzel und Mayr (2012) zeigen in einer Studie zum Thema VAR-Prognosen, dass ein Model-Averaging-Ansatz zu einer deutlichen Reduktion des mittleren quadratischen Prognosefehlers führt.⁸

⁸ In diesem praktischen Beispiel weist der Model-Averaging-Ansatz für die Prognose des laufenden Quartals den zweitniedrigsten RMSE und für die Prognose des folgenden Quartals den drittniedrigsten RMSE auf.

Tab. 9
Theil's U für die Indikatormodelle gegenüber einem AR(4)-Modell

Indikator	Vergleichsmodelle	
	AR-Modell	
	laufendes Quartal	folgendes Quartal
Kapazitätsauslastung	0,75	0,88
Produktion von Investitionsgütern	0,63	0,90
Produktion im Verarbeitenden Gewerbe	0,58	0,90
Inländische Auftragseingänge für Investitionsgüter	0,70	0,81
ifo Geschäftsklima für Investitionsgüter	0,72	0,70
ifo Geschäftserwartungen für Investitionsgüter	0,71	0,69

Anmerkung: Aufgeführt sind die Theil'schen Ungleichheitskoeffizienten (Theil's U) für die einzelnen Indikatormodelle gegenüber einem univariaten AR(4)-Modell. Die Theil's U wurden getrennt für die Prognose des laufenden Quartals und für die Prognose des folgenden Quartals berechnet. Alle Zahlen wurden anhand von Log-Differenzen bestimmt.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

In dieser Studie zeigen sie, dass bereits vier Indikatoren ausreichen, um den höchsten Gewinn an Prognosegenauigkeit zu erzielen. Aus diesem Grund wird hier nur eine geringe Anzahl an Indikatoren – sechs an der Zahl – für die Kurzfristprognose der Ausrüstungsinvestitionen herangezogen. Die Indikatormodelle können noch weiter optimiert werden, indem für jeden Indikator seine optimale Lag-Struktur ermittelt und in der Prognose verwendet wird (vgl. Hülsesewig et al. 2007). Zur Vereinfachung werden in diesem Beitrag die oben erstellten Indikatormodelle mit vier Lags beibehalten.⁹ Es sei hier nochmal erwähnt, dass in diesem Experiment der Informationsstand der ifo Prognose in Vorbereitung zur Erstellung des Herbstgutachtens der Gemeinschaftsdiagnose verwendet wird.

⁹ In der ifo Prognose wird die jeweils optimale Lag-Struktur verwendet.

Die Prognosen der einzelnen Indikatormodelle, als auch die endgültige Prognose aus dem gewichteten Durchschnitt der einzelnen Modellprognosen sind in Tabelle 10 enthalten. Die Prognosen der einzelnen Indikatormodelle weichen zum Teil stark voneinander ab. Auch in der Richtung (positiv/negativ) herrschen Diskrepanzen. Die Kapazitätsauslastung und die ifo Indikatoren Geschäftsklima und Geschäftserwartungen für Investitionsgüter prognostizieren für beide Quartale einen Rückgang, während die Produktion von Investitionsgütern und die Produktion im Verarbeitenden Gewerbe positive Wachstumsraten für beide Quartale vorhersagen. Positive Triebkräfte kommen insbesondere von der Produktion von Investitionsgütern, die im Juli um 3,4% gegenüber dem Mittelwert des zweiten Quartals gestiegen waren. Bei den Auftragseingängen ist keine stärkere Dynamik erkennbar. Dennoch überwiegen für die Prognose beider Quartale die negativen Vorzeichen. Gemäß den Berechnungen des Model-Averaging-Ansatzes zur Prognose der Wachstumsrate der Ausrüstungsinvestitionen wird für das dritte Quartal 2012 ein Rückgang um 0,6% gegenüber dem Vorquartal prognostiziert. Für das vierte Quartal wird ein Rückgang um 0,8% prognostiziert. In die Prognose des dritten Quartals 2012 gehen die Produktion im Verarbeitenden Gewerbe und die Produktion von Investitionsgütern mit dem höchsten Gewicht ein, da sie den geringsten RMSE aufweisen. Die pessimistischere Prognose für das vierte Quartal ist durch das negative Bild, dass die ifo Indikatoren am aktuellen Rand zeichnen, begründet. Sie gehen mit dem höchsten Gewicht in die Prognose ein. Besonders die ifo Geschäftserwartungen für Investitionsgüter haben sich im Juli und August stark verschlechtert. In den Berechnungen führen die Modelle

Tab. 10
Prognosen und Gewichte der Indikatormodelle für die Wachstumsrate der Ausrüstungsinvestitionen sowie die endgültige Prognose für 2012Q2 und 2012Q3 (in %)

Indikator	2012Q3		2012Q4	
	Prognose	Gewicht	Prognose	Gewicht
Kapazitätsauslastung	- 3,6	15,0	- 1,5	15,3
Produktion von Investitionsgütern	1,5	17,8	2,3	14,8
Produktion im Verarbeitenden Gewerbe	0,9	19,3	1,8	14,9
Inländische Auftragseingänge für Investitionsgüter	- 0,3	16,2	0,2	16,5
ifo Geschäftsklima für Investitionsgüter	- 1,0	15,8	- 3,1	19,2
ifo Geschäftserwartungen für Investitionsgüter	- 1,6	15,9	- 3,3	19,4
Model-Averaging	- 0,6	100,0	- 0,8	100,0

Anmerkung: Aufgeführt sind die Prognosen der einzelnen Indikatormodelle und ihre Gewichte für die Prognose nach dem Model-Averaging-Ansatz. Die Gewichte berechnen sich aus dem Kehrwert des RMSE des jeweiligen Indikatormodells im Verhältnis zur Summe der Kehrwerte der RMSE aller Indikatormodelle. Die Prognose nach dem Model-Averaging-Ansatz, die in der letzten Zeile aufgeführt ist, berechnet sich aus dem gewichteten Durchschnitt der einzelnen Prognosen der Indikatormodelle.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

mit verzögert endogener Variable im Model-Averaging-Ansatz zu den gleichen Prognosewerten für das dritte und vierte Quartal 2012.

Schlussbemerkung

In diesem Artikel wurde die Methodik der ifo Konjunkturprognose anhand der Kurzfristprognose der Ausrüstungsinvestitionen veranschaulicht. Für eine fundierte Prognose der kurzen Frist sind mehrere Schritte notwendig. Zunächst wird mit Hilfe statistischer und ökonometrischer Methoden eine Auswahl an geeigneten Konjunkturindikatoren getroffen. Da Indikatoren eine möglichst hohe Korrelation mit der zu prognostizierenden Größe aufweisen sollten, ist eine Kreuzkorrelationsanalyse ein hilfreiches Instrument, um eine erste Auswahl zu treffen. Mit Hilfe des Granger-Kausalitätstest wird darüber hinaus untersucht, ob die Indikatoren einen signifikanten Vorlauf gegenüber ihrer Referenzreihe aufweisen. Die Qualität der Prognosen der Indikatormodelle wird mittels des RMSE und des Theil'schen Ungleichheitskoeffizienten, welche im Rahmen von Pseudo-Out-of-Sample-Prognosen bestimmt werden, evaluiert. Ist eine Auswahl an geeigneten Indikatoren getroffen, erfolgt mit ihrer Hilfe die Prognose des aktuellen und des nächsten Quartals des betreffenden Jahres. Im Fall der Ausrüstungsinvestitionen erweisen sich für die Prognose des aktuellen Quartals vor allem die quantitativen Indikatoren Produktion im Verarbeitenden Gewerbe und Produktion von Investitionsgütern als geeignet. Zur Prognose des Folgequartals sind hingegen die qualitativen Indikatoren ifo Geschäftsklima für Investitionsgüter und ifo Geschäftserwartungen für Investitionsgüter überlegen. Dennoch ist es empfehlenswert, mehrere Indikatormodelle zu kombinieren. So können möglichst viele Informationen in die Prognose mit einbezogen und eine höhere Prognosegenauigkeit erzielt werden. Gerade in Anbetracht der relativ hohen Prognosefehler der einzelnen Modelle erscheint dies sinnvoll. In diesem Fall wurde eine Prognose für das dritte und vierte Quartal 2012 erstellt. Gemäß dem Model-Averaging-Ansatz wird für das dritte Quartal 2012 ein Rückgang der Ausrüstungsinvestitionen um 0,6% prognostiziert. Für das vierte Quartal 2012 wird ebenfalls eine negative Quartalswachstumsrate vorhergesagt, die mit 0,8% leicht stärker ausfällt.

Literatur

Abberger, K. und K. Wohlrabe (2006), »Einige Prognoseeigenschaften des ifo Geschäftsklimas – Ein Überblick über die neuere wissenschaftliche Literatur«, *ifo Schnelldienst* 59(22), 19–26.

Carstensen, K., S. Henzel, J. Mayr und K. Wohlrabe (2009), »IFOCAS: Methoden der ifo-Kurzfristprognose«, *ifo Schnelldienst* 62(23), 15–28.

Carstensen, K., K. Wohlrabe und Christina Ziegler (2011), »Predictive Ability of Business Cycle Indicators under Test: A Case Study for Euro Area Indus-

trial Production«, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 231(1), 82–106.

Elstner, S., C. Grimme und T. Siemsen (2010), »Die größten aufstrebenden Märkte für deutsche Exporte liegen in Asien und Osteuropa«, *ifo Schnelldienst* 63(16), 22–25.

Granger, C. und P. Newbold (1987), »Spurious Regressions in Econometrics«, *Journal of Econometrics* 194(2), 111–120.

Hamilton, J.D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton.

Henzel, S. und J. Mayr (2012), »The Virtues of VAR Forecast Pooling – A DSGE Model Based Monte Carlo Study«, *North American Journal of Economics and Finance*, im Erscheinen.

Hülsewig, O., J. Mayr und D. Ulbricht (2007), »Zur Evaluierung von VAR-Prognosen«, *ifo Schnelldienst* 60(7), 19–25.

Loose, B., C. Schumacher, J. Döpke et al. (1999), »Indikatoren zur Prognose der Investitionen in Deutschland«, Kieler Arbeitspapier Nr. 906.

Nierhaus, W. und J.-E. Sturm (2003), »Methoden der Konjunkturprognose«, *ifo Schnelldienst* 56(4), 7–23.

Robinsonov, N. und K. Wohlrabe (2010), »Freedom of Choice in Macroeconomic Forecasting«, *CESifo Economic Studies* 56(2), 192–220.

Schreiber, S., T. Theobald, C. Proaño, S. Stephan, K. Rietzler und D. Detzer (2012), *Verfahren der konjunkturellen Wendepunktbestimmung unter Berücksichtigung der Echtzeit-Problematik*, Gutachten des Instituts für Makroökonomie und Konjunkturforschung (IMK) in der Hans-Böckler-Stiftung, im Auftrag des Bundesministeriums der Finanzen (Projekt I A 3 – 09/10), online verfügbar unter: http://www.boeckler.de/pdf/p_imk_study_27_2012.pdf.

Wohlrabe, K. (2009), »Makroökonomische Prognosen mit gemischten Frequenzen«, *ifo Schnelldienst* 62(21), 22–33.

Verlässlichkeit der EU-Methode zur Schätzung des Produktionspotenzials in Deutschland

18

Steffen Henzel und Claire Thürwächter

Zur Konjunkturbereinigung des Budgetdefizits im Rahmen des EU-Fiskalpakts und der Schuldenbremse in Deutschland ist die sogenannte Produktionsfunktionsmethode vorgeschrieben. Das so ermittelte strukturelle Defizit soll den Spielraum für die Fiskalpolitik verbindlich festlegen. Insofern kommt der Methode der Konjunkturbereinigung eine zentrale Rolle bei der Gestaltung der Fiskalpolitik zu. Der vorliegende Aufsatz nimmt eine erste Abschätzung der bisherigen Umsetzung der EU-Methode für Deutschland für die Jahre 2010 bis 2015 vor und liefert erste Hinweise, inwiefern die derzeitige Methode als bindende Regel für die Fiskalpolitik geeignet ist.

Die Trennung der Wirtschaftsleistung einer Volkswirtschaft in konjunkturelle und strukturelle Einflussfaktoren ist ein zentrales Element nachhaltiger Wirtschaftspolitik. So gibt das unbeobachtbare Produktionspotenzial – die strukturelle Wirtschaftsleistung – sowie die damit einhergehende Produktionslücke – die konjunkturbedingte Abweichung der Wirtschaftsleistung vom Produktionspotenzial – Aufschluss über die Ausrichtung der Fiskalpolitik. Seit 2012 steht die Produktionslücke sogar im Zentrum der Regelbindung der Fiskalpolitik in der Europäischen Union im Rahmen des Fiskalpakts. Die Schätzwerte für die Produktionslücke legen dabei den finanzpolitischen Spielraum fest, unter dem sich die Mitgliedsländer verschulden dürfen. Demnach muss das strukturelle – also das um konjunkturelle und einmalige Faktoren bereinigte – Defizit weniger als 0,5% des Bruttoinlandsprodukts betragen. Darüber hinaus gilt in Deutschland seit 2011 auf nationaler Ebene die Schuldenbremse, die im Grundgesetz verankert ist (Artikel 109 Absatz 3, Artikel 115). Gemäß der strikteren Regelung durch die deutsche Schuldenbremse darf dieses Defizit 0,35% des strukturellen BIP nicht überschreiten.

Die Konjunkturkomponente des Defizits berechnet sich aus zwei Faktoren: aus der Semielastizität des Budgets zur geschätzten Produktionslücke und der Produktionslücke selbst. Beide Faktoren sind nicht direkt beobachtbar und müssen mittels statistischer Verfahren geschätzt werden. Seit dem Frühjahr 2008 erstellen die Wirtschaftsforschungsinstitute im Rahmen der halbjährlichen Gemeinschaftsdiagnose für die Bundesregierung eine Schätzung des konjunkturbereinigten Bruttoinlandsprodukts (vgl. Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose

2008). Die Schätzungen der Institute dienen der Bundesregierung als Basis ihrer eigenen Berechnungen. Seit dem Jahr 2010 erfolgt die Schätzung nach den Vorgaben der Europäischen Kommission, die in mehreren Stufen überarbeitet wurden (vgl. Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose 2010; Denis et al. 2006; D'Auria et al. 2010; Havik et al. 2014).

Dieser Artikel nimmt eine erste vorläufige Evaluation der bisherigen Ergebnisse der Jahre 2010 bis 2015 vor. Da der betrachtete Zeitraum noch sehr kurz ist, wird zu überprüfen sein, ob sich die ermittelten Resultate im weiteren Zeitablauf halten lassen. Da das Produktionspotenzial nicht beobachtbar ist, ist eine Evaluation anhand der späteren Realisation nicht möglich. Daher sollen im Folgenden die Revisionen des Produktionspotenzials und dessen Komponenten dokumentiert und analysiert werden. Dabei wird aufgezeigt, in welchem Ausmaß die Schätzungen bislang in Echtzeit revidiert werden mussten. Die Analyse soll bei der Beurteilung helfen, inwiefern die derzeitige Methode als bindende Regel für die Fiskalpolitik geeignet ist.

Die Verlässlichkeit der geschätzten Zahlen ist eine wichtige Anforderung an das Verfahren. Stellt sich beispielsweise eine in Echtzeit diagnostizierte konjunkturelle Schwächephase später als strukturelles Problem heraus, wäre eine Fiskalpolitik gemäß Schuldenbremse möglicherweise zu expansiv, und dies könnte die Nachhaltigkeit der Staatsfinanzen gefährden. Zudem stellt sich die Frage, inwiefern Revisionen des geschätzten Potenzialpfads aus heutiger Sicht erklärt werden können. Schließlich soll geklärt werden, ob weitere Informationsquellen genutzt werden können, um spätere Revisionen zu verringern.

Methode zur Konjunkturbereinigung des Defizits

Die Methode der Konjunkturbereinigung stützt sich auf eine (Cobb-Douglas)-Produktionsfunktion mit den Inputfaktoren Arbeit (L) und Kapital (K) sowie der Totalen Faktorproduktivität (Solow-Residuum, SR):¹

$$Y = SR \times L^a \times K^{(1-a)},$$

wobei der Output Y durch das Bruttoinlandsprodukt gemessen wird, und $a = 0.65$ ist die – von der EU-Kommission vorgegebene – Produktionselastizität der Arbeit (vgl. D’Auria et al. 2010; Havik et al. 2014). Der konjunkturbereinigte Potenzialpfad des Bruttoinlandsprodukts ($YPOT$) ergibt sich demnach aus den Trendverläufen des Faktors Arbeit in Stunden (LT), dem Kapitalstock² und dem Trend der Total Faktorproduktivität (SRT):

$$YPOT = LT^{0.65} \times K^{0.35} \times SRT$$

Der Faktor Arbeit wird dabei in weitere Komponenten zerlegt: die Bevölkerung im arbeitsfähigen Alter ($POPW$), der Trend der Partizipationsrate ($PARTT$), inflationsstabile (d.h. gleichgewichtige) Arbeitslosenquote ($NAWRU$) und der Trend der durchschnittlichen Arbeitszeit je Erwerbstätigen ($HOURST$):³

$$LT = POPW \times PARTT \times (1 - NAWRU) \times HOURST.$$

Der trendmäßige Verlauf der Erwerbspersonen (EPT) ergibt sich aus $EPT = POPW \times PARTT$.⁴ Die durchschnittliche Produktivität des Faktors Arbeit berechnet sich gemäß $PRODT = YPOT / LT$. Der Kapitalstock K wird mit Hilfe der Bruttoinvestitionen und der Abschreibungen auf die Anlagegüter fortgeschrieben.

Es wird deutlich, dass folgende konjunkturbereinigte Trendverläufe geschätzt werden müssen: $PARTT$, $NAWRU$, $HOURST$, SRT . Bei der Umsetzung der Filterverfahren werden die Prognosen für das laufende und das kommende Jahr jeweils als gegeben unterstellt.⁵ Zur Konjunkturbereinigung der einzelnen Komponenten werden allerdings unterschiedliche Verfahren angewendet. So werden die Partizipationsrate und die Arbeitszeit mit Hilfe eines HP-Filters geglättet (vgl. Hodrick und Prescott 1997). Vor Anwendung des HP-Filters erfolgt eine Fortschreibung der Partizipationsrate

um weitere drei Jahre und der Arbeitszeit um weitere sechs Jahre mittels eines autoregressiven Modells (»medium-term extension«). Der Trend des Solow-Residuums SRT wird durch ein strukturelles Zeitreihenmodell und den Kalman-Filter extrahiert (vgl. Planas, Roeger und Rossi 2010). Eine »medium-term extension« für das Solow-Residuum ist nicht vorgesehen. Zur Berechnung der $NAWRU$, d.h. die Arbeitslosenquote, die keinen Lohndruck erzeugt, wird eine Phillips-Kurve herangezogen (vgl. Havik et al. 2014). Dabei wird die unbeobachtbare $NAWRU$ ebenfalls über ein strukturelles Zeitreihenmodell und Kalman-Filter geschätzt. Eine Fortschreibung für weitere drei Jahre wird hier mit einer einfachen Regel gewonnen, nach der für das erste der drei Jahre die Hälfte der Veränderung des Vorjahres auf den Vorjahreswert addiert wird; in den beiden restlichen Jahren wird Konstanz unterstellt.

Im Wesentlichen lassen sich vier Gründe für Revisionen der Potenzialschätzung ausmachen. Erstens ist die Trennung der beobachteten Entwicklung am aktuellen Rand in eine Trend- und eine Konjunkturkomponente mittels statistischer Verfahren mit Unsicherheit behaftet. So macht das Eintreffen neuer Informationen bzw. Datenpunkte die Schätzungen verlässlicher, aber oft auch eine Korrektur der zuvor ermittelten Werte notwendig (Endpunktproblem). Zweitens wird das zugrunde liegende Datenmaterial selbst überarbeitet (Datenrevisionen). Drittens werden nach dem EU-Verfahren die Prognosen für das laufende und das kommende Jahr bei der Berechnung berücksichtigt (Prognoserevision). Viertens werden die verwendeten Modelle und Verfahren an eine geänderte Datenlage angepasst und optimiert (u.a. Wahl des Glättungsparameters, Modell zur autoregressiven Fortschreibung für die »medium-term extension«).

Die Konjunkturkomponente des Budgetsaldos bezogen auf das Bruttoinlandsprodukt errechnet sich dann aus dem Produkt der Produktionslücke $YGAP = Y/YPOT - 1$ mit der Semielastizität des Budgets bezüglich der Produktionslücke. Letztere wird für Deutschland (Gesamtstaat) auf 0,55 geschätzt (vgl. Mourre, Astarita und Princen 2014).

Ergebnisse für die Jahre 2010 bis 2015

Abbildung 1 zeigt die mit dem EU-Verfahren generierten Schätzungen für EPT , $NAWRU$, $HOURST$, $dSRT$ und LT sowie für die Wachstumsrate des Potenzials ($dYPOT$).⁶ Da die Schätzungen im Herbst 2010 beginnen und halbjährlich durchgeführt werden, stehen zehn verschiedene Schätzungen zur Verfügung. Im Herbst 2010 liegen dabei Trendschät-

¹ Eine Cobb-Douglas-Produktionsfunktion ist auch in der Durchführungsverordnung zu Artikel 115 Grundgesetz (»Schuldenbremse«) vorge-schrieben. Vgl. Artikel 115-Verordnung vom 9. Juni 2010 (BGBl. I S. 790).

² Unter der Annahme dass der maximale Beitrag des Kapitals zur Produktion der vollen Auslastung des bestehenden Kapitalstocks entspricht, wird die Komponente K keinem Glättungsverfahren unterzogen. Die Größe des bestehenden Kapitalstocks wird durch das fortlaufende Inventurverfahren bestimmt (vgl. Havik et al. 2014).

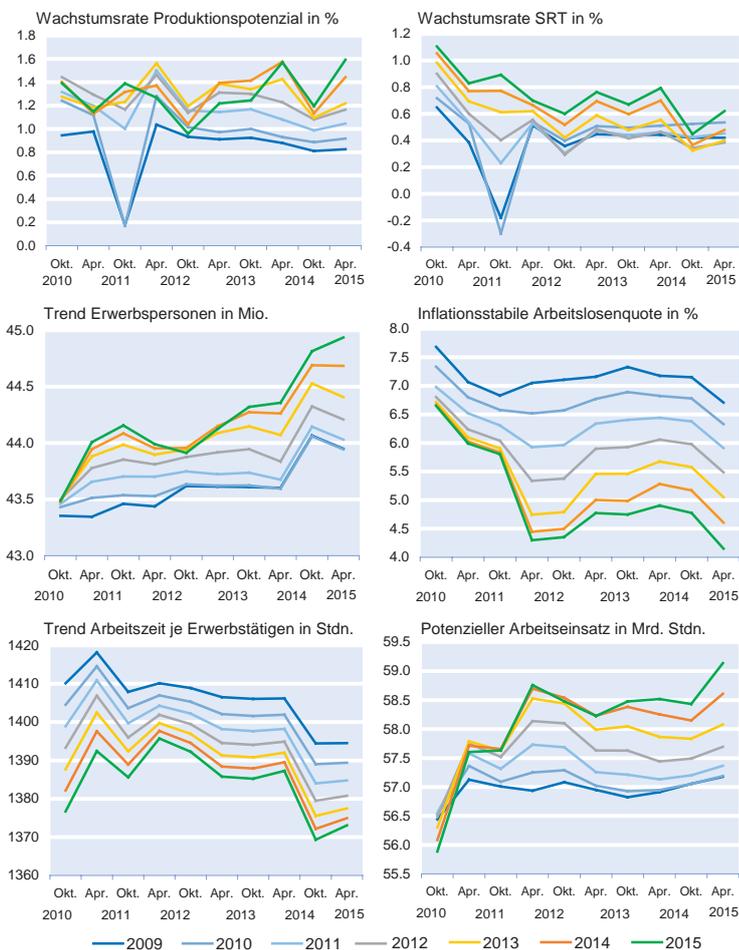
³ Da das Arbeitsvolumen L aus der amtlichen Statistik bekannt ist, wird die Partizipationsrate als Restgröße ermittelt.

⁴ Da im Herbst 2012 die Definition der Personen im erwerbsfähigen Alter geändert wurde, ergibt sich ein Bruch sowohl bei $POPW$ als auch bei $PARTT$. Im Folgenden wird daher nur die Verlässlichkeit der Schätzung für EPT untersucht.

⁵ Beispielsweise umfasst der Stützzeitraum für die Schätzung im Frühjahr 2015 die Jahre 1970 bis 2016.

⁶ Wir beschränken die Analyse auf die Wachstumsrate des Produktionspotenzials $dYPOT$, da sich die Niveauewerte des realen Bruttoinlandsprodukts zu unterschiedlichen Referenzjahren (Referenzjahr 2005 bis Herbst 2014, danach Referenzjahr 2010) nicht miteinander vergleichen. Aus demselben Grund wird nur die Veränderung der Totalen Faktorproduktivität betrachtet. Zudem sind die Revisionen der Niveauewerte $YPOT$ im Herbst 2014 maßgeblich durch die Umsetzung des ESVG 2010 bestimmt.

Abb. 1
Schätzungen der Analysen



Anmerkung: Die Linien zeigen die Schätzwerte für die jeweilige Trendkomponente für die Jahre 2009 bis 2015 bei unterschiedlichen Datenständen von Herbst 2010 bis Frühjahr 2015.

Quelle: Berechnungen der Autoren.

zungen für die Jahre 1971 bis 2015 vor. Die Analyse betrachtet allerdings nur die Schätzungen beginnend mit dem Jahr 2009, der aktuellsten amtlichen Zahl für das Bruttoinlandsprodukt im Herbst 2010. Sie endet im Jahr 2015, dem letzten verfügbaren Wert aus der Schätzung im Herbst 2010.

In Abbildung 1 wird deutlich, dass die Wachstumsrate des Produktionspotenzials im betrachteten Zeitraum teilweise deutlichen Änderungen unterworfen war. Allerdings scheinen die dortigen Revisionen wenig systematisch. Ähnliche Schwankungen verzeichnet auch die TFP-Trendwachstumsrate, die allerdings in der Tendenz über die Jahre nach unten angepasst wurde; von durchschnittlich 0,9% auf rund 0,5%. Demgegenüber wurde die Schätzung des Erwerbspersonenpotenzials im Laufe der Zeit deutlich angehoben. So liegt der Schätzwert für das Jahr 2015 heute um 1,5 Millionen Personen höher als im Jahr 2010. Auch die inflationsstabile Arbeitslosenquote (NAWRU) wurde zunächst höher eingeschätzt

und seit dem Jahr 2010 für alle Jahre nach unten angepasst, wobei die Schätzungen (fälschlicherweise) zwischenzeitlich leicht nach oben korrigiert wurden. Bei der durchschnittlichen Arbeitszeit lässt sich im Herbst 2014 eine größere Korrektur der Trendschätzungen nach unten konstatieren. Alles in allem wurde der potenzielle Arbeitseinsatz (LT) zunächst als zu niedrig eingeschätzt. Insbesondere für die Jahre 2014 und 2015 wurde eine Aufwärtskorrektur der Zahlen notwendig.

Tabelle 1 fasst die *durchschnittliche absolute Revision (MAR)* von der ersten zur zweiten Schätzung zusammen. Die erste Spalte enthält die Revision der Schätzung von Herbst auf Frühjahr, während in der zweiten Spalte die Revision von Frühjahr auf Herbst betrachtet wird. Die Unterscheidung bietet sich an, da nur im Frühjahr ein neuer amtlicher Jahreswert für die beobachteten Variablen, insbesondere das Bruttoinlandsprodukt, veröffentlicht wird. In die Revision von Herbst auf Frühjahr geht daher ein Prognosefehler ein, der bei Kurzfristprognose gemacht wurde, während sich in der Revision von Frühjahr auf Herbst eine Änderung der Kurzfristprognose bemerkbar macht. Es werden jeweils zwei verschiedene Trendschätzungen verglichen. Zum einen die EU-Methode (EU) und zum anderen ein HP-Filter mit dem Standardwert für den Glättungsparameter ($\lambda = 100$) ab 1970 ohne »medium-term extension« (HP). Um die Verlässlichkeit der Datengrundlage vor der Konjunkturbereinigung zu dokumentieren, enthält Tabelle 1 zudem die durchschnittliche Revision der zugrunde liegenden unbereinigten Daten (REV). Es werden jeweils drei Schätzwerte unterschieden: das vergangene Jahr ($t - 1$), das laufende Jahr (t) und das kommende Jahr ($t + 1$).⁷

Die Potenzialwachstumsrate gemäß EU-Methode musste demnach im betrachteten Zeitraum um $\pm 1/4$ Prozentpunkt revidiert werden. Allerdings fällt auf, dass die Konjunkturbereinigung der einzelnen Komponenten mit dem HP-Filter etwas geringere Revisionen hervorgebracht hätte. Schließlich scheint die Revision des geschätzten Potenzialwachstums wenig von der Revision der unbereinigten Daten abzuhängen; diese werden mit steigendem Zeithorizont deutlich stärker revidiert (beim Bruttoinlandsprodukt beträgt die mittlere absolute Revision bis zu 0,8 Prozentpunkte). Dabei sind so-

⁷ Die EU-Methode generiert Prognosen der Trendverläufe bis $t + 6$ (»medium-term extension«). Aus Platzgründen werden hier die weiter in die Zukunft reichenden Schätzwerte nicht dokumentiert. Schätzwerte für weiter zurückliegende Jahre dürften für die Politiksteuerung in Echtzeit kaum eine Rolle spielen.

Tab. 1
Mittlere absolute Revision der Potenzialschätzung

	Wachstumsrate Bruttoinlandsprodukt (dY) – MAR in %-Punkte						Wachstumsrate Totale Faktorproduktivität (dSR) – MAR in %-Punkte					
	Herbst			Frühjahr			Herbst			Frühjahr		
	EU	HP	REV	EU	HP	REV	EU	HP	REV	EU	HP	REV
$t - 1$	0,27	0,14	0,00	0,41	0,18	0,11	0,28	0,05	0,06	0,34	0,06	0,15
t	0,24	0,18	0,15	0,25	0,13	0,28	0,17	0,06	0,17	0,25	0,06	0,50
$t + 1$	0,23	0,21	0,44	0,22	0,14	0,80	0,17	0,07	0,24	0,21	0,06	0,57
	Arbeitseinsatz (L) – MAR in %						Wachstumsrate Arbeitseinsatz (dL) – MAR in %-Punkte					
	Herbst			Frühjahr			Herbst			Frühjahr		
	EU	HP	REV	EU	HP	REV	EU	HP	REV	EU	HP	REV
$t - 1$	0,60	0,37	0,00	0,15	0,38	0,49	0,19	0,11	0,00	0,16	0,26	0,31
t	0,82	0,60	0,47	0,20	0,51	0,43	0,23	0,27	0,48	0,06	0,15	0,39
$t + 1$	1,02	0,81	0,99	0,24	0,62	0,59	0,24	0,29	0,53	0,09	0,13	0,30
	Erwerbspersonen (EP) – MAR in %						Wachstumsrate Erwerbspersonen (dEP) – MAR in %-Punkte					
	Herbst			Frühjahr			Herbst			Frühjahr		
	EU	HP	REV	EU	HP	REV	EU	HP	REV	EU	HP	REV
$t - 1$	0,12	0,14	0,04	0,32	0,29	0,34	0,04	0,04	0,00	0,11	0,17	0,03
t	0,09	0,08	0,09	0,34	0,31	0,49	0,14	0,15	0,13	0,06	0,07	0,16
$t + 1$	0,24	0,21	0,33	0,40	0,40	0,50	0,21	0,20	0,28	0,08	0,09	0,17
	Arbeitslosenquote – MAR in %-Punkte						Veränderung Arbeitslosenquote – MAR in %-Punkten					
	Herbst			Frühjahr			Herbst			Frühjahr		
	EU	HP	REV	EU	HP	REV	EU	HP	REV	EU	HP	REV
$t - 1$	0,34	0,21	0,04	0,10	0,12	0,02	0,14	0,04	0,00	0,02	0,03	0,02
t	0,44	0,25	0,11	0,09	0,14	0,20	0,13	0,05	0,10	0,01	0,03	0,22
$t + 1$	0,55	0,30	0,44	0,10	0,17	0,30	0,14	0,04	0,34	0,01	0,03	0,21
	durchschnittliche Arbeitszeit je Erwerbstätigen (HOURS) – MAR in %						Wachstumsrate durchschn. Arbeitszeit je Erwerbstätigen (dHOURS) – MAR in %-Punkte					
	Herbst			Frühjahr			Herbst			Frühjahr		
	EU	HP	REV	EU	HP	REV	EU	HP	REV	EU	HP	REV
$t - 1$	0,26	0,29	0,00	0,53	0,59	0,82	0,07	0,09	0,00	0,04	0,08	0,32
t	0,34	0,39	0,38	0,56	0,66	0,80	0,08	0,10	0,38	0,03	0,08	0,46
$t + 1$	0,41	0,50	0,54	0,58	0,74	0,81	0,08	0,11	0,33	0,02	0,08	0,19

Anmerkung: Die Tabelle dokumentiert die mittlere absolute Revision (MAR) der Potenzialschätzung im Herbst und im Frühjahr nach der EU-Methode (EU) und bei Anwendung des HP-Filters ($\lambda = 100$) ab 1970 ohne »medium-term extension« (HP) sowie die durchschnittliche Revision der jeweiligen unbereinigten Daten (REV). Die einzelnen Schätzungen stammen aus dem Zeitraum Herbst 2010 bis Frühjahr 2015. In den Zeilen werden drei Schätzwerte unterschieden: das vergangene Jahr ($t - 1$), das laufende Jahr (t) und das kommende Jahr ($t + 1$).

Quell: Eigene Berechnungen.

wohl bei der Totalen Faktorproduktivität als auch beim Arbeitseinsatz deutliche Korrekturen angezeigt. Die Trendrate des Solow-Residuums wurde in einer Größenordnung von 0,2 bis 0,3 Prozentpunkten revidiert. Auch hier fällt auf, dass der HP-Filter deutlich weniger starke Revisionen hervorruft. Dies ist insofern erstaunlich, als zur Konjunkturbereinigung des Solow-Residuums Befragungsdaten über den Auslastungsgrad der Wirtschaft einfließen, die die Schätzung stabilisieren sollten (vgl. Planas, Röger und Rossi 2010).

Wie Tabelle 1 zeigt, fällt die Revision der Komponenten des Faktors Arbeit recht unterschiedlich aus. In den Revisionen der Niveauewerte der Komponenten des Arbeitseinsatzes dürfte sich größtenteils die Generalrevision der VGR 2014 widerspiegeln; hier kam es zu einer Anhebung des Niveaus des Bruttoinlandsprodukts und der Erwerbstätigkeit sowie zu einer Absenkung der durchschnittlichen Arbeitszeit.⁸ Vor

diesem Hintergrund scheint der trendmäßige Verlauf der Zahl der Erwerbspersonen vor allem dann revidiert zu werden, wenn sich die Datengrundlage ändert. So ist die Revision für beide Größen im Frühjahr größer als im Herbst und für $t + 1$ größer als für $t - 1$. Die Ergebnisse, die sich mit dem HP-Filter erzielen lassen sind hier sehr ähnlich. Die EU-Methode verwendet ebenfalls den HP-Filter zur Glättung der Partizipationsrate, sie unterscheidet sich jedoch durch einen anderen Glättungsparameter ($\lambda = 10$) und die zusätzliche »medium-term extension«. Letztere scheint jedoch keine Stabilisierung der Schätzergebnisse herbeigeführt zu haben. Die NAWRU unterliegt offenbar vor allem im Herbst beträchtlichen Revisionen; sie wurde um durchschnittlich 0,55 Prozentpunkte ($t + 1$) korrigiert. Allerdings fallen die Revisionen der unbereinigten Daten ebenfalls beträchtlich aus. Auch hier hätte ein HP-Filter stabilere Ergebnisse geliefert. Für die

⁸ Für die Revision des Niveaus des Arbeitseinsatzes, des Erwerbspersonenzustands und der durchschnittlichen Arbeitszeit schlägt zum Herbst

2014 die Generalrevision der VGR 2014 zu Buche, in deren Zuge die Zahl der Erwerbstätigen um rund 400 000 Personen nach oben korrigiert wurde, da u.a. ein erweiterter Personenkreis erfasst wurde.

Tab. 2
Mittlere absolute Revision der Produktionslücke

	Produktionslücke (YGAP) – MAR in %-Punkten					
	Herbst			Frühjahr		
	EU	HP	REV	EU	HP	REV
$t - 1$	0,58	0,30	NA	0,57	0,35	NA
t	0,54	0,39	NA	0,73	0,33	NA
$t + 1$	0,45	0,31	NA	0,45	0,44	NA

Anmerkung: Die Tabelle dokumentiert die mittlere absolute Revision (MAR) der Produktionslücke im Herbst und im Frühjahr. Der Potenzialpfad wurde nach der EU-Methode (EU) und durch Anwendung des HP-Filters ($\lambda = 100$) ab 1970 ohne »medium-term extension« (HP) geschätzt. Die einzelnen Schätzungen stammen aus dem Zeitraum Herbst 2010 bis Frühjahr 2015. Für die Werte im laufenden Jahr t sowie für das kommende Jahr $t + 1$ sind die jeweiligen Kurzfristprognosen der Institute für das Bruttoinlandsprodukt maßgeblich.

Quelle: Berechnungen des ifo Institut.

Frühjahrsschätzung ergeben sich deutlich geringere Korrekturen als mit dem einfachen HP-Filter. Das Niveau der durchschnittlichen Arbeitszeit unterlag im Herbst einer durchschnittlichen Revision um rund 0,4%, im Frühjahr wurde um rund 0,6% revidiert. Allerdings sind hier auch die Datenrevisionen erheblich. Ein HP-Filter führt hier zu größeren Revisionen als die EU-Methode.

Tabelle 2 verdeutlicht die Konsequenzen für die mittlere absolute Revision der Schätzung der Produktionslücke, die sich aus dem ermittelten Produktionspotenzial und dem tatsächlichen Bruttoinlandsprodukt ($t - 1$) bzw. den Kurzfristprognosen der Institute für das Bruttoinlandsprodukt (t und $t + 1$) ergibt. Alles in allem scheint ein einfacher HP-Filter zu etwas kleineren Revisionen zu kommen.

Im Folgenden soll untersucht werden, ob die erste Schätzung des Trendverlaufs »effizient« ist, d.h. die erwarteten Revisionen minimiert (vgl. Faust, Rogers und Wright 2005). Dies wäre der Fall, wenn die Revisionen nicht »prognostizierbar« sind. Man geht davon aus, dass die erste Schätzung A^{first}_t um die Revision r_t vom finalen Wert A^{final}_t abweicht: $A^{first}_t = A^{final}_t + r_t$. Eine Voraussetzung für Effizienz ist, dass r_t unkorreliert ist mit A^{final}_t , da Revisionen dann auf neue Informationen zurückgeführt werden können, die nach der ersten Veröffentlichung aufgetreten sind. Abbildung 2 zeigt den Zusammenhang zwischen der Erstveröffentlichung A^{first}_t und der späteren Revision r_t . Sie enthält außerdem einen F-Test, der für die Regression $r_t = a + b \times A^{first}_t + e_t$ die Hypothese $a = b = 0$ testet. Wird diese Hypothese abgelehnt, dann kann die erste Schätzung nicht als effizient angesehen werden.

Abbildung 2 zeigt den Zusammenhang zwischen erster Schätzung A^{first}_t und der darauf folgenden Revision (Einschritt-Revision) für alle Schätzungen im Zeitraum Herbst 2010 bis Frühjahr 2015. Die Analyse beschränkt sich an dieser Stelle auf die Schätzwerte für das laufende Jahr. Trotz der geringen Zahl an Beobachtungen lässt sich für die Wachstumsrate des Produktionspotenzials ein negativer Zu-

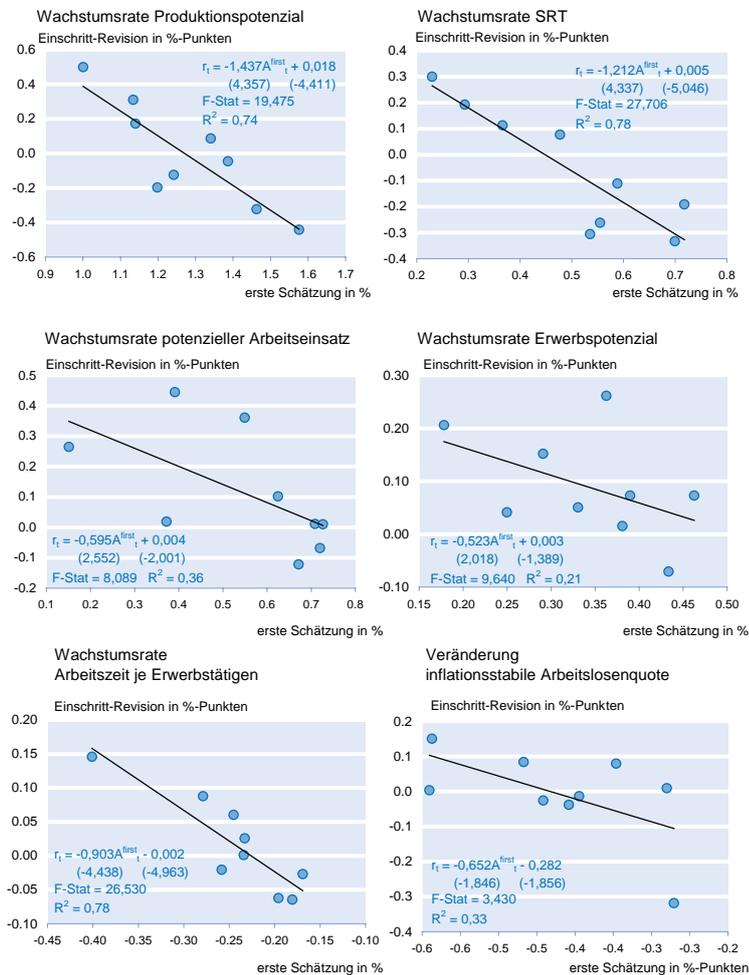
sammenhang erkennen, die Revisionen lassen sich also durch den ersten Schätzwert erklären. Demnach folgt auf einen hohen ersten Schätzwert eher eine Abwärtsrevision, während niedrigere Werte für A^{first}_t in der Tendenz weniger stark nach unten bzw. eher nach oben revidiert werden. Berechnet man den F-test auf Effizienz der ersten Schätzung, so kann diese bei üblichen Signifikanzniveaus abgelehnt werden. Betrachtet man die Komponenten des Potenzialwachstums gesondert, dann fällt auf, dass sich für den Trend der Totalen Faktorproduktivität ein ganz ähnliches Bild zeigt; auch hier sind erste Schätzung und die darauf folgende Revision deutlich negativ korreliert. Obwohl bei

der Schätzung des TFP Trends kein einfacher HP-Filter verwendet wird und die Daten zur Kapazitätsauslastung bereits berücksichtigt werden, scheinen die Revisionen dieser Größe besonders gut durch die erste Schätzung erklärt werden zu können, was durch das hohe Bestimmtheitsmaß R^2 deutlich wird. Die Revisionen der Wachstumsrate des potenziellen Arbeitseinsatzes zeigen ebenfalls einen negativen Zusammenhang mit der ersten Schätzung dieser Größe. Hier waren die Revisionen im betrachteten Zeitraum mehrheitlich positiv, und die erste Schätzung fiel systematisch zu niedrig aus ($a = 0$ wird durch den t-Test abgelehnt).

Für die drei Trendkomponenten des potenziellen Arbeitseinsatzes zeigt sich in der Tendenz ebenfalls ein negativer Zusammenhang von erster Schätzung und anschließender Revision. Für die Analyse der Veränderung des Erwerbersonnenpotenzials zeigt sich ein negativer (signifikanter) Zusammenhang zwischen den Revisionen und der ersten Schätzung des Trends. Revisionen der NAWRU lassen sich ebenfalls erklären; hohe Werte werden in der Tendenz nach unten revidiert und umgekehrt. Schließlich muss die Effizienz der ersten Schätzung für den Trend der durchschnittlichen Arbeitszeit wohl abgelehnt werden. Insbesondere dessen Veränderung lässt sich gut von der ersten Schätzung erklären ($R^2 = 0,78$).

Vor dem Hintergrund dieser Ergebnisse stellt sich die Frage, ob es weitere Einflussfaktoren gibt, die spätere Revisionen erklären können. Wenn der Trend zu stark auf konjunkturelle Schwankungen reagiert, sollte eine Überschätzung (Unterschätzung) regelmäßig in konjunkturellen Aufschwungsphasen (Abschwungsphasen) zu beobachten sein. So könnte es passieren, dass im konjunkturellen Aufschwung die Potenzialrate bzw. der Trend der Totalen Faktorproduktivität oder des Arbeitseinsatzes überschätzt wird, wenn die Stärke des Aufschwungs zunächst unterschätzt wird. Konjunkturindikatoren enthalten jedoch originäre Informationen über den Konjunkturzyklus bzw. die Produktionslücke. Möglicherweise lässt sich die Ineffizienz der ersten Schätzung der

Abb. 2
Effizienz der ersten Schätzung



Anmerkung: Die Abbildungen zeigen den Zusammenhang zwischen der ersten Schätzung der jeweiligen konjunkturbereinigten Größe und der ersten Revision des Schätzwertes für das laufende Jahr. Die Gleichung enthält einen Test auf Effizienz der ersten Schätzung, in dem die Gleichung $r_t = a + b \times A^{first}_t + e_t$ geschätzt wird. Die Signifikanz der geschätzten Parameter kann mittels der t-Werte beurteilt werden, die unter den Koeffizienten in Klammern ausgewiesen werden. Die Hypothese $a = b = 0$ wird mit einem F-test getestet. Die kritischen Werte der $F(1,7)$ Verteilung der Teststatistik sind 3,6 (10%) und 5,6 (5%). Das Bestimmtheitsmaß der Schätzung R^2 wird ebenfalls ausgewiesen.

Quelle: Berechnungen der Autoren.

EU-Methode damit erklären, dass Konjunkturindikatoren nicht ausreichend berücksichtigt werden. Tabelle 3 dokumentiert den Erklärungsgehalt einer Regression der Einschnitt-Revisionen der ersten Schätzwerte für das laufende Jahr (vgl. Abb. 2) auf das Niveau sowie die Veränderung des ifo Geschäftsklimaindex und der Kapazitätsauslastung im Verarbeitenden Gewerbe. Um Überlappungen zu vermeiden, wurde vom ifo Geschäftsklima und der Kapazitätsauslastung der Durchschnittswert der vergangenen sechs Monate bzw. zwei Quartale berechnet. In einigen Fällen scheinen die Konjunkturindikatoren Erklärungskraft für die Revisionen zu besitzen. So ergibt sich für die Bestimmung der NAWRU für die Kapazitätsauslastung ein R^2 von 0,4. Das geschätzte Vorzeichen des Koeffizienten b deutet daraufhin, dass im Aufschwung, wenn die Kapazitäten hoch ausge-

lastet waren, die NAWRU eher nach unten revidiert wurde. In ähnlicher Weise wurde der Trend der durchschnittlichen Arbeitszeit bei gesteigener Kapazitätsauslastung tendenziell nach oben revidiert. Auch hier ergibt sich ein nicht vernachlässigbarer Erklärungsgehalt der Konjunkturindikatoren. Aufgrund der geringen Zahl an Beobachtungen sind die geschätzten Koeffizienten allerdings mit hoher Unsicherheit behaftet.

Zusammenfassung und Ausblick

Zur Konjunkturbereinigung des Budgetdefizits im Rahmen des Fiskalpakts und der Schuldenbremse in Deutschland ist die Produktionsfunktionsmethode vorgeschrieben. Das so ermittelte strukturelle Defizit soll den Spielraum für die Fiskalpolitik verbindlich festlegen. Insofern kommt der EU-Methode der Konjunkturbereinigung eine zentrale Rolle bei der Gestaltung der Fiskalpolitik zu. Eine erste Abschätzung der bisherigen Umsetzung der EU-Methode für Deutschland für die Jahre 2010 bis 2015 brachte folgende Ergebnisse:

Eine wichtige Anforderung an die Methode ist die Verlässlichkeit der ermittelten konjunkturellen Komponente. Es kann jedoch gezeigt werden, dass die Methode zu erhebliche Revisionen in Unterkomponenten und im Potenzialwachstum sowie der damit verbundenen Produktionslücke über die Zeit geführt hat. So wurde die Potenzialrate um durchschnittlich $\frac{1}{4}$ Prozentpunkt revidiert, für die Produktionslücke ergaben sich Revisionen um mehr als $\frac{1}{2}$ Prozentpunkt. Tatsächlich hätte die Verwendung eines einfachen

HP-Filters zur Glättung der einzelnen Komponenten der Produktionsfunktion sogar zu geringeren Revisionen geführt. Dabei ist das EU-Verfahren methodisch anspruchsvoll, und die Berechnungen dürften für den Laien auch durch die Anwendung unterschiedlicher statistischer Verfahren nur schwer nachvollziehbar sein.

Des Weiteren deuten erste Ergebnisse darauf hin, dass die Schätzung der konjunkturbereinigten Größen nicht effizient ist, da die EU-Methode Revisionen nicht minimiert. Tatsächlich hat sich gezeigt, dass sich die Revisionen prognostizieren lassen. Niedrige Werte bei der ersten Schätzung werden tendenziell nach oben und hohe Werte später tendenziell wieder nach unten revidiert. Vor diesem Hintergrund stellt sich die Frage, ob in Echtzeit Informationen zur Verfügung

Tab. 3
Revisionen und Konjunkturindikatoren

		Wachstumsrate Produktionspotenzial (dYPOT)			Wachstumsrate Trend TFP (dSRT)			Wachstumsrate Potenzieller Arbeitseinsatz (dLT)		
		Koeffizient	t-stat	R ²	Koeffizient	t-stat	R ²	Koeffizient	t-stat	R ²
ifo	a	0,68	0,18	0,00	1,75	0,62	0,06	- 1,46	- 0,61	0,06
	b	- 0,01	- 0,18		- 0,02	- 0,64		0,01	0,66	
difo	a	0,02	0,21	0,15	- 0,03	- 0,41	0,24	0,12	1,58	0,00
	b	- 0,03	- 1,13		- 0,02	- 1,50		- 0,00	- 0,08	
CU	a	- 1,57	- 0,20	0,01	0,72	0,12	0,00	- 3,40	- 0,68	0,07
	b	0,02	0,20		- 0,01	- 0,13		0,04	0,70	
dCU	a	0,02	0,15	0,06	- 0,03	- 0,33	0,16	0,10	1,35	0,05
	b	- 0,03	- 0,64		- 0,04	- 1,14		0,02	0,64	
		Wachstumsrate Trend Erwerbspersonen (dEPT)			Wachstumsrate Inflationsstabile Arbeitslosenquote (dNAWRU)			Wachstumsrate Trend Arbeitszeit je Erwerbstitigen (dHOURST)		
		Koeffizient	t-stat	R ²	Koeffizient	t-stat	R ²	Koeffizient	t-stat	R ²
ifo	a	1,10	0,92	0,09	2,09	1,46	0,24	- 0,34	- 0,39	0,02
	b	- 0,01	- 0,84		- 0,02	- 1,47		0,00	0,41	
difo	a	0,09	2,36	0,00	- 0,02	- 0,35	0,07	0,01	0,40	0,16
	b	0,00	0,12		0,01	0,74		0,01	1,14	
CU	a	2,88	1,17	0,16	5,79	2,14	0,40	- 0,11	- 0,06	0,00
	b	- 0,03	- 1,13		- 0,07	- 2,15		0,00	0,07	
dCU	A	0,08	2,20	0,03	- 0,01	- 0,25	0,01	0,00	0,07	0,39
	b	0,01	0,45		0,01	0,27		0,02	2,13	

Anmerkung: Die Tabelle zeigt das Ergebnis einer Regression der ersten Revision des geschätzten konjunkturbereinigten Wertes der dargestellten Variablen für das laufende Jahr auf verschiedene Konjunkturindikatoren: $r_t = a + b \times x_{i,t} + e_t$, mit $i \in \{ifo, difo, CU, dCU\}$, wobei ifo den ifo Geschäftsklimaindikator und CU die Kapazitätsauslastung im Verarbeitenden Gewerbe bezeichnet, d markiert die Veränderung der Indikatoren.

Quelle: Eigene Berechnungen.

stehen, die eine Fehleinschätzung verringern. Hierzu wurde überprüft, ob eine Überschätzung (Unterschätzung) vermehrt in konjunkturellen Aufschwungsphasen (Abschwungsphasen) auftritt. Aufgrund der Kürze des Beobachtungszeitraums lassen sich hier noch keine eindeutigen Aussagen treffen. Allerdings kommt den Konjunkturindikatoren in einigen Fällen ein nicht vernachlässigbarer Erklärungsgehalt für Revisionen zu.

Die verstärkte Nutzung von Informationen über den Konjunkturverlauf könnte demnach die Potenzialschätzung verlässlicher machen. Allerdings sollte in jedem Fall laufend überprüft werden, ob Revisionen dadurch tatsächlich verringert werden können, da meist ein höherer Komplexitätsgrad notwendig ist, was die Nachvollziehbarkeit der Methode für Dritte stark beeinträchtigt.

Literatur

D'Auria, F., C. Denis, K. Havik, K. Mc Morrow, C. Planas und R. Raciborski (2010), »The Production Function Methodology for Calculating Potential Growth Rates and Output Gaps«, Europäische Kommission European Economy – Economic Papers, Nr. 420.

Denis C., D. Grenouilleau, K. Mc Morrow und W. Röger (2006), »Calculating Potential Growth Rates and Output Gaps – A Revised Production Function Approach«, Europäische Kommission, European Economy – Economic Papers, Nr. 247.

Faust J., J.H. Rogers, J.H. Wright (2005), »News and Noise in G-7 GDP Announcements«, *Journal of Money, Credit and Banking* 37(3), 403–419.

Havik K., K. Mc Morrow, F. Orlandi, C. Planas, R. Raciborski, W. Röger, A. Rossi, A. Thum-Thyssen und V. Vandermeulen et al. (2014), »The Production Function Methodology for Calculating Potential Growth Rates & Output Gaps«, Europäische Kommission European Economy – Economic Papers, Nr. 535.

Hodrick, R.J. und E.C. Prescott (1997), »Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation«, *Journal of Money, Credit and Banking* 29(1), 1–16.

Mourre, G. C. Astarita und S. Princen (2014), »Adjusting the Budget Balance for the Business Cycle: The EU Methodology«, Europäische Kommission European Economy – Economic Papers, Nr. 536.

Planas, C., W. Röger und A. Rossi (2010), »Does Capacity Utilisation Help Estimating the TFP Cycle?«, Europäische Kommission European Economy – Economic Papers, Nr. 410.

Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose (2008), *Folgen der US-Immobilienpreise belasten die Konjunktur*, Gemeinschaftsdiagnose Frühjahr 2008, Kiel.

Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose (2010): *Erholung setzt sich fort – Risiken bleiben groß*, Gemeinschaftsdiagnose Frühjahr 2010, Kiel.

Der Einfluss des Wechselkurses auf den deutschen Export – Simulationen mit Fehlerkorrekturmodellen

Christian Grimme und Claire Thürwächter

Seit Mitte des Jahres 2014 wertete der Euro sowohl nominal als auch real effektiv ab (vgl. Abb. 1). Allein im ersten Quartal 2015 verlor der Euro gegenüber dem US-Dollar 10% seines Wertes. Mit Hilfe von Fehlerkorrekturmodellen werden zunächst die Elastizitäten, sowohl der Waren- als auch der Gesamtexporte, auf Änderungen in verschiedenen Wechselkursreihen untersucht. Die Elastizität bezüglich der Wechselkurse liegt zwischen $-0,2$ und $-0,6$. Im Anschluss ergeben Simulationen mit den Fehlerkorrekturmodellen, dass in Folge der Abwertung im ersten Quartal die deutsche Ausfuhr in diesem Jahr einen Impuls von 0,8 bis 1,0 Prozentpunkten und im kommenden Jahr von 0,5 bis 0,6 Prozentpunkten erhält.

Spezifikation des Exportmodells und Schätzung der Elastizitäten

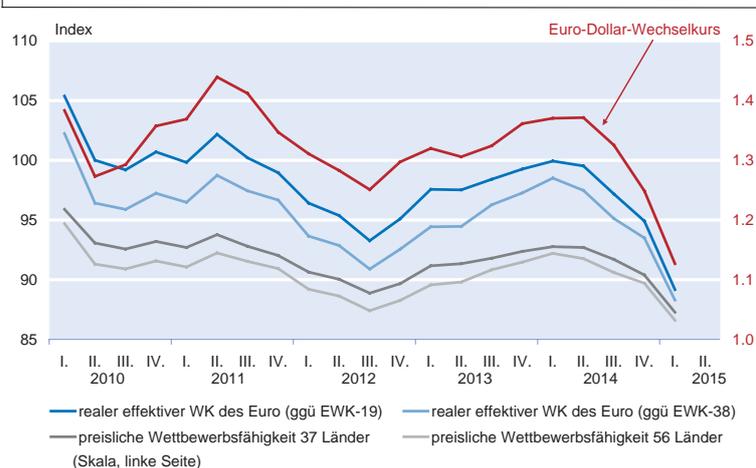
Als erklärende Variable werden die reale Warenausfuhr sowie die reale Gesamtausfuhr verwendet. Beide Reihen sind saison- und kalenderbereinigt und der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung des Statistischen Bundesamts entnommen. Der Verlauf der Exporte wird durch zwei Determinanten beeinflusst. So gibt die Aktivität der Weltwirtschaft Aufschluss auf die Entwicklung der Exportnachfrage. Diese Aktivität kann durch das Welthandelsvolumen beschrieben werden.¹ Ein weiterer Faktor ist die preisliche Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Exporteure. Im Rahmen dieser Studie werden fünf verschiedene Wechselkurse betrachtet: der Wechselkurs des Euro zum US-Dollar, die preisliche Wettbewerbsfähigkeit Deutschlands gegenüber den 37 bzw. 56 wichtigsten Handelspartnern sowie der reale effektive Wechselkurs des Euro gegenüber den Währungen der 19 bzw. 38 wichtigsten deutschen Handelspartnern.² Geschätzt wird mit Quartalsdaten für den Zeitraum 1993:Q1 bis 2014:Q4. Da Daten für die Wettbewerbsfähigkeit

erst seit 1993 vorliegen, wird dieser Startpunkt gewählt. Alle Reihen werden logarithmiert. Aus den zwei Exportgrößen, dem Welthandel und den fünf verschiedenen Wechselkursen, ergeben sich folglich zehn verschiedene Modellkombinationen.

Alle Zeitreihen werden zuerst einem Einheitswurzeltest unterzogen.³ Es zeigt sich, dass alle Reihen im betrachteten Zeitraum als nicht-stationär anzusehen sind. Damit sind die Voraussetzungen für eine Kointegrationsanalyse gegeben. Durch diese Analyse wird untersucht, ob zwischen den Variablen, die in das Modell eingehen, eine stabile Langfristbeziehung besteht und ob diese eindeutig bestimm-

³ Die Nichtstationarität wird mittels eines ADF-Tests auf Einheitswurzel überprüft. Für die beiden Exportreihen und den Welthandel wird eine Konstante, aber kein Trend in der Testgleichung unterstellt, für die Wechselkursreihen weder eine Konstante noch ein Trend. Die maximal mögliche Anzahl an verzögerten Werten wird auf acht festgesetzt. Auf Basis der üblichen Signifikanzniveaus kann über dem betrachteten Zeitraum die Nullhypothese einer Einheitswurzel nicht verworfen werden.

Abb. 1
Verschiedene Wechselkursreihen seit 2010



Quelle: Deutsche Bundesbank.

¹ Die Welthandelsreihe wird quartalsweise durch die OECD veröffentlicht und misst das reale saisonbereinigte Welthandelsvolumen von Waren und Dienstleistungen in US-Dollar. Fehlende Werte am aktuellen Rand werden durch die Daten des CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis ergänzt.

² Methodisch entspricht die preisliche Wettbewerbsfähigkeit einem realen effektiven Wechselkurs. Allerdings werden für die preisliche Wettbewerbsfähigkeit auch Länder innerhalb der Eurozone berücksichtigt während der reale effektive Wechselkurs nur in Relation zu Ländern außerhalb der Europäischen Währungsunion berechnet wird. Sowohl die preisliche Wettbewerbsfähigkeit als auch die realen effektiven Wechselkurse werden auf Basis der Verbraucherpreise berechnet. Die Gewichtung der Länder wird auf Grundlage des Außenhandels im Bereich des Verarbeitenden Gewerbes vorgenommen.

bar ist. Mit Hilfe des Johansen-Verfahrens wird die Anzahl der Kointegrationsvektoren bestimmt. Dazu wird in einem ersten Schritt ein unrestringiertes Vektorautoregressives (VAR-)Modell geschätzt. Die optimale Anzahl an Verzögerungen (Lags) der Variablen wird gemäß dem Akaike-Informationskriterium sowie dem Bayesschen Informationskriterium bestimmt. Dafür wird die maximal zulässige Anzahl auf acht Verzögerungen begrenzt. Da die Daten auf Quartals-ebene in die Schätzung eingehen, entspricht dies einem Zeitraum von maximal zwei Jahren, in dem sich die Variablen potenziell gegenseitig beeinflussen können. Für die zehn Modellkombinationen finden beide Informationskriterien eine optimale Länge von zwei Lags.

Im zweiten Schritt wird das zum VAR-Modell korrespondierende Vektor-Fehlerkorrektur-Modell (VECM) geschätzt und die Anzahl der Kointegrationsvektoren bestimmt.⁴ Gemäß dem Johansen-Kointegrationstest gibt es in allen zehn VAR-Modellen jeweils einen Kointegrationsvektor, der die Langfristbeziehung der Variablen beschreibt.⁵ Als nächstes wird mit Hilfe eines Wald-Tests untersucht, ob alle Variablen außer dem Export schwach exogen sind.⁶ Ist das der Fall, laufen Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht ausschließlich über Anpassungen beim Export ab. Die Langfristbeziehung lässt sich dann als Exportnachfragegleichung interpretieren (vgl. Strauß 2003). Das VECM kann auf ein Einzelgleichungsmodell für den Export reduziert werden (vgl. Stock 1987). Die Nullhypothese der schwachen Exogenität lässt sich auf dem 1%-Signifikanzniveau nicht ablehnen, jedoch für einige Modelle auf dem 5%-Signifikanzniveau (dies sind die Modelle, die die Wettbewerbsfähigkeit gegenüber 56 Ländern oder den realen effektiven Wechselkurs gegenüber 38 Ländern enthalten) und für alle Modelle auf dem 10%-Niveau.⁷ Die Erklärung hierfür könnte darin liegen, dass der Anteil Deutschlands am Welthandel bei 7% liegt und damit Veränderungen der deutschen Ausfuhren auch für den Welthandel von Bedeutung sind. Es ist allerdings zu berücksichtigen, dass es sich bei dem Test auf schwache Exogenität um eine verbundene Hypothese handelt, für die aufgrund der Größe der Stichprobe nur eine geringe Aussagekraft des Tests zu erwarten ist. Deshalb wird im Folgenden davon ausgegangen, dass schwache Exogenität des Welthandels und

der Wechselkurse gegeben ist und Eingleichungsmodelle geschätzt werden können. Die Grundstruktur des Eingleichungs-Fehlerkorrekturmodells sieht wie folgt aus:⁸

$$\Delta EX_t = \mu_0 + \alpha_{EX} (EX_{t-1} - \beta_1 WH_{t-1} - \beta_2 WK_{t-1}) + \sum_{i=1}^K \gamma_i^{EX} \Delta EX_{t-i} + \sum_{i=0}^K \gamma_i^{WH} \Delta WH_{t-i} + \sum_{i=0}^K \gamma_i^{WK} \Delta WK_{t-i} + \text{dummy}_{Krisis} + \epsilon_t$$

wobei »EX« für die logarithmierte Exportvariable, »WH« für den logarithmierten Welthandel und »WK« für eine der fünf logarithmierten Wechselkursreihen steht. Der Ausdruck in runden Klammern stellt die Langfristbeziehung dar, die Koeffizienten β_1 und β_2 beschreiben jeweils die Elastizität des Exports auf Änderungen des Welthandels und des Wechselkurses. α_{EX} ist der Ladungskoeffizient, der beschreibt, wie schnell die Anpassung aus einem Ungleichgewicht erfolgt. Die Kurzfristbeziehung der Variablen wird mit Hilfe der γ -Terme modelliert. Δ steht für die Differenz zur Vorperiode. Analog zu den Ergebnissen aus den VAR-Modellen werden für die Variablen in der Kurzfristbeziehung jeweils $K = 2$ Verzögerungen berücksichtigt. Das Modell beinhaltet einen Dummy für den Zeitraum 2008:Q4 bis 2009:Q2, um der Finanzkrise Rechnung zu tragen.

Die entsprechenden Schätzungen für die Elastizitäten des Exports bezüglich Veränderungen des Welthandels und des Wechselkurses sind in Tabelle 1 zu sehen. Jedes der Modelle erklärt in etwa 70% der Variation des Exports. Die üblichen Tests auf Fehlspezifikation zeigen keine Probleme an; es gibt keine Autokorrelation, Heteroskedastie oder ARCH-Effekte in den Residuen, und die Parameter sind stabil. Das negative Vorzeichen bei den Ladungskoeffizienten bedeutet, dass eine Abweichung der Exporte von ihrem langfristigen Niveau in den Folgeperioden reduziert wird. Im Folgequartal nach einer Abweichung ist bereits 20% der Anpassung abgeschlossen.

Die Welthandelsselastizität weist in allen Modellen einen Wert von etwa 1 aus. Demnach würde ein Anstieg des Welthandels um 1% dazu führen, dass die deutschen Exporte um 1% steigen. Die Wechselkurselastizitäten variieren, sind aber in allen Fällen negativ. Die Elastizität zum Euro-US-Dollar Wechselkurs fällt mit knapp $-0,2$ am schwächsten aus. Die Elastizitäten der realen effektiven Wechselkurse liegen zwischen $-0,3$ und $-0,4$. Hingegen sind die Elastizitäten für die preisliche Wettbewerbsfähigkeit mit ca. $-0,6$ am stärksten. Eine Abwertung des Euro-US-Dollar Wechselkurses bzw.

⁴ Der Rang der Kointegrationsmatrix wurde unter Verwendung der Trace-Statistik ermittelt. Die Verteilung der Teststatistik hängt davon ab, welche Annahme bezüglich des Trends in den Daten getroffen wird. Es wird angenommen, dass die Daten einen linearen Trend haben, so dass es eine Konstante in der Kurzfristbeziehung gibt; in der Kointegrationsbeziehung gibt es hingegen keinen Trend.

⁵ Verwendet man statt des Welthandels die Weltproduktion oder den ifo Exportnachfrageindikator (vgl. Elstner, Grimme und Siemsen 2010), sehen die Ergebnisse bezüglich der Anzahl der Kointegrationsbeziehungen deutlich uneinheitlicher über die verschiedenen Variablenkombinationen aus. Die Studie konzentriert sich deshalb ausschließlich auf den Welthandel.

⁶ Es wird getestet, ob die Kointegrationsbeziehung in allen Gleichungen außer der für den Export insignifikant ist. Konkret wird also getestet, ob die Ladungskoeffizienten in den Gleichungen für den Welthandel und für den Wechselkurs gleichzeitig null sind.

⁷ Zu einem ähnlichen Ergebnis kommt Strauß (2003).

⁸ Ähnliche Modelle für Deutschland werden von Clostermann (1996), Deutsche Bundesbank (1997), Stephan (2006), Strauß (2003) und Zeddies (2009) geschätzt.

Tab. 1
Elastizität deutscher Exporte bezüglich des Welthandels und verschiedener Wechselkursreihen

Export gesamt	Euro-USD	Preisl. Wettb. (37)	Preisl. Wettb. (56)	Realer eff. WK (19)	Realer eff. WK (38)
Welthandel	1,07 (0,04)	0,97 (0,04)	0,96 (0,04)	1,03 (0,02)	1,02 (0,02)
WK-Reihe	- 0,18 (0,09)	- 0,57 (0,29)	- 0,61 (0,30)	- 0,33 (0,16)	- 0,39 (0,20)
Ladungskoeffizient	- 0,19 (0,09)	- 0,19 (0,09)	- 0,19 (0,09)	- 0,19 (0,09)	- 0,18 (0,08)
R ² (korrigiert) ^{a)}	0,71	0,70	0,70	0,71	0,71
Autokorr-LM(1) ^{b)}	0,34	0,75	0,73	0,51	0,58
Autokorr-LM(4) ^{b)}	0,33	0,18	0,23	0,31	0,38
ARCH(1) ^{c)}	0,94	0,98	0,97	0,93	0,92
ARCH(4) ^{c)}	0,95	0,96	0,93	0,89	0,84
Heterosced-White ^{d)}	0,34	0,91	0,89	0,80	0,75
CUSUM/CUSUM ^{2e)}	stabil	stabil	stabil	stabil	stabil
Warenexport	Euro-USD	Preisl. Wettb. (37)	Preisl. Wettb. (56)	Realer eff. WK (19)	Realer eff. WK (38)
Welthandel	1,06 (0,03)	0,96 (0,04)	0,96 (0,04)	1,02 (0,03)	1,02 (0,03)
WK-Reihe	- 0,17 (0,08)	- 0,55 (0,29)	- 0,59 (0,31)	- 0,32 (0,16)	- 0,38 (0,19)
Ladungskoeffizient	- 0,21 (0,09)	- 0,20 (0,09)	- 0,19 (0,08)	- 0,20 (0,09)	- 0,19 (0,08)
R ² (korrigiert) ^{a)}	0,72	0,71	0,72	0,72	0,72
Autokorr-LM(1) ^{b)}	0,21	0,47	0,43	0,42	0,38
Autokorr-LM(4) ^{b)}	0,10	0,11	0,13	0,14	0,17
ARCH(1) ^{c)}	0,85	0,87	0,92	0,98	0,99
ARCH(4) ^{c)}	0,70	0,84	0,80	0,73	0,69
Heterosced-White ^{d)}	0,25	0,62	0,63	0,54	0,50
CUSUM/CUSUM ^{2e)}	stabil	stabil	stabil	stabil	Stabil

^{a)} Die Werte des korrigierten Bestimmtheitsmaßes werden ausgewiesen. – ^{b)} Breusch-Godfrey LM-Test auf serielle Korrelation in den Residuen bis zur Ordnung 1 bzw. 4. – ^{c)} LM-Test auf Autoregressiv bedingte Heteroskedastie in den Residuen bis zur Ordnung 1 bzw. 4. – ^{d)} Test auf allgemeine Heteroskedastie in den Residuen. – ^{e)} Tests auf Parameterstabilität. – Die Tabelle präsentiert die Koeffizienten der Elastizitätsschätzung aus Eingleichungs-Fehlerkorrekturmodellen. Die Standardfehler sind in Klammern ausgewiesen. Der Schätzzeitraum umfasst 1993:Q1 bis 2014:Q4. Es werden K = 2 Verzögerungen für alle Variablen in der Kurzfristbeziehung berücksichtigt.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

der realen effektiven Wechselkurse um 1% hätte folglich einen Anstieg der Exporte um ca. 0,2 bis 0,4% zur Folge. Eine Verbesserung der preislichen Wettbewerbsfähigkeit um 1% würde einen Exportanstieg von 0,6% bewirken. Die Unterschiede der Elastizitäten erscheinen plausibel, da ein beträchtlicher Teil der deutschen Exporte in den Euroraum geliefert wird (ca. 35%); nur die beiden Reihen der preislichen Wettbewerbsfähigkeit berücksichtigen deutsche Preise relativ zu Preisen der übrigen Eurozone.

Welche Auswirkung hat die Abwertung auf den Export?

Abschließend wird der Einfluss der Abwertung im ersten Quartal 2015 auf den deutschen Export untersucht. Dazu wird auf das Eingleichungs-Fehlerkorrekturmodell aus dem vorherigen Abschnitt zurückgegriffen. Das Modell wird bis Q4:2014 geschätzt. Anschließend werden die acht darauffolgenden Quartale bis Q4:2016 prognostiziert. Hierbei wer-

den zwei Szenarien miteinander verglichen. Im Basisszenario (ohne Abwertung) werden die Wechselkurse des vierten Quartals 2014 konstant bis zum Ende des Prognosezeitraums fortgeschrieben. Im Alternativszenario (mit Abwertung) wird hingegen der Wechselkurs des ersten Quartals 2015 bis ans Ende des Prognosezeitraums konstant fortgeschrieben. Für die Simulationen wird auf die beiden Indikatoren der preislichen Wettbewerbsfähigkeit zurückgegriffen, um einen möglichst großen Länderkreis abzudecken. Diese werteten jeweils um 3,5% im ersten Quartal dieses Jahres ab. In beiden Wechselkurszenarien werden für den Welthandel identische Verläufe im Prognosezeitraum unterstellt.⁹ Diese Simulation berücksichtigt also nur die direkten Effekte des Wechselkurses auf den deutschen Export, nicht aber die indirekten Effekte vom Wechselkurs auf den Welthandel.¹⁰

⁹ Hier wird auf die Welthandelsprognose aus der ifo Sommerprognose zurückgegriffen, vgl. Wollmershäuser et al. (2015).

¹⁰ Diese indirekten Effekte können vermutlich vernachlässigt werden. Schätzt man ein bivariates VAR-Modell mit dem Welthandel und der preislichen Wettbewerbsfähigkeit, so reagiert der Welthandel insignifikant auf eine plötzliche Änderung der Wettbewerbsfähigkeit.

Tab. 2
Impuls der Abwertung in Q1:2015 auf den deutschen Export

	Gesamtexport		Warenexport	
	Wett (37)	Wett (56)	Wett (37)	Wett (56)
2015	1,03	0,92	0,86	0,78
2016	0,48	0,60	0,52	0,63

Ausgewiesen sind die Impulse auf die Jahresveränderungsraten des Exports in Prozentpunkten.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Die Ergebnisse aus den Simulationen sind in Tabelle 2 dargestellt. Die Impulse auf den deutschen Export ergeben sich folgendermaßen: Ausgangspunkt sind die prognostizierten Niveauewerte, die sich aus den beiden Szenarien ergeben. Aus den Niveauewerten werden Jahresveränderungsraten berechnet.¹¹ Durch Differenzieren der Veränderungsraten des Basisszenarios vom Alternativszenario erhält man die Impulse.

Im ersten Jahr liegt der Impuls zwischen 0,8 und 1,0 Prozentpunkten, d.h. der deutsche Export liegt im Jahr 2015 um knapp 1 Prozentpunkt höher, als er es ohne die Abwertung getan hätte (unter sonst gleichen Umständen). Im Jahr 2016 beläuft sich der Impuls auf 0,5 bis 0,6 Prozentpunkte. Differenziert man nach den beiden Wettbewerbsfähigkeitsreihen, ergeben sich fast identische Impulse, dies liegt daran, dass sich die Wettbewerbsfähigkeit gegenüber dem kleineren und größeren Länderkreis ähnlich stark verbesserte. Eine Unterscheidung nach Waren- und Gesamtexporten zeigt auch keine wesentlichen Unterschiede in den Impulsen, dies liegt daran, dass die Dienstleistungen (als Differenz aus Gesamt- und Warenexporten) nur einen recht kleinen Anteil am Gesamtexport ausmachen.

Literatur

Clostermann, J. (1996), »The Impact of the Exchange Rate on Germany's Balance of Trade«, Deutsche Bundesbank Discussion Paper Nr. 7/96.

Deutsche Bundesbank (1997), »Wechselkurs und Außenhandel«, *Monatsbericht*, Januar, 43–62.

Elstner, S., Chr. Grimme und U. Haskamp (2013), »Das ifo Exportklima – ein Frühindikator für die deutsche Exportprognose«, *ifo Schnelldienst* 66(4), 36–43.

Elstner, S., Chr. Grimme und T. Siemsen (2010), »Die größten aufstrebenden Märkte für deutsche Exporte liegen in Asien und Osteuropa«, *ifo Schnelldienst* 63(16), 22–25.

Stephan, S. (2006), *Modellierung von Mengen und Preisen im deutschen Außenhandel*, Dissertation, Freie Universität Berlin.

Stock, J. (1987), »Asymptotic Properties of Least Square Estimators of Cointegrating Vectors«, *Econometrica* 55(5), 1035–1053.

Strauß, H. (2003), »Globalisierung und die Prognose des deutschen Außenhandels«, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 223(2), 176–203.

Wollmershäuser, T., W. Nierhaus, T. Berg, Chr. Breuer, J. Garnitz, Chr. Grimme, St. Henzel, A. Hristov, N. Hristov, W. Meister, F. Schröter, A. Steiner, E. Wieland, K. Wohlrabe und A. Wolf (2015), »ifo Konjunkturprognose 2015/2016: Deutsche Wirtschaft im Aufschwung«, *ifo Schnelldienst* 68(12), 22–62.

Zeddies, G. (2009), »Exportweltmeister trotz Euro-Höhenflug – Zum Einfluss der Wechselkurse auf die deutschen Ausfuhren«, *Wirtschaft im Wandel* 6, 247–255.

¹¹ Es ist anzumerken, dass die Jahresveränderungsraten aus den saison- und kalenderbereinigten Quartalswerten berechnet werden und nicht aus den Ursprungswerten.

Prognoseeigenschaften von Indikatoren zur Vorhersage des Bruttoinlandsprodukts in Deutschland

39

Steffen R. Henzel und Sebastian Rast

Die Güte der Prognose der Veränderungsrate des Bruttoinlandsprodukts (BIP) für das laufende und das kommende Quartal bestimmt entscheidend die Treffsicherheit jeder Konjunkturprognose. Am aktuellen Rand lassen sich dafür die Informationen aus monatlich veröffentlichten Konjunkturindikatoren nutzen. Für Deutschland gibt es eine Vielzahl solcher Indikatoren, und es stellt sich die Frage, welcher die besten Prognoseeigenschaften aufweist und damit das verlässlichste Signal zur aktuellen konjunkturellen Situation bereitstellt. In der vorliegenden Studie werden die gängigsten »weichen« Indikatoren für Deutschland im Hinblick auf ihre Prognosekraft für die Quartalsveränderung des BIP verglichen. Zudem wird der Informationsvorsprung dieser Indikatoren gegenüber dem Produktionsindex überprüft. Die Evaluation der Prognoseleistung erfolgt dabei für unterschiedliche Datenstände im Zeitablauf eines Quartals.

Die Prognose der wirtschaftlichen Entwicklung im laufenden Quartal (sogenannter »Nowcast«) und im Folgequartal bestimmt den Anfangspunkt für die Vorhersage des weiteren Jahresverlaufs und beeinflusst dadurch maßgeblich die Treffsicherheit jeder Konjunkturprognose. Konjunkturindikatoren vermitteln dabei zeitnahe Informationen zur wirtschaftlichen Entwicklung, die sich der Prognostiker für die Kurzfristprognose zu Nutze machen kann. Für die Vorhersage der Konjunktur in Deutschland stehen eine Reihe unterschiedlicher Indikatoren zur Verfügung, und es stellt sich die Frage, welche Indikatoren unter welchen Voraussetzungen besser oder schlechter für die Prognose geeignet sind.¹

Üblicherweise ist der Prognostiker vor allem an der saisonbereinigten Veränderung des BIP gegenüber dem Vorquartal interessiert, da sich dort – anders als beispielsweise in der Veränderungsrate gegenüber dem Vorjahresquartal – die aktuelle konjunkturelle Entwicklung am deutlichsten niederschlägt. Gleichzeitig machen sich in der Vorquartalsveränderung jedoch auch unvorhersehbare Ereignisse deutlich bemerkbar. Daher ist die Vorquartalsveränderung starken Schwankungen unterworfen. Konjunkturindikatoren spielen hier eine wichtige Rolle, denn sie soll-

ten ein verlässliches Signal über die zugrunde liegende konjunkturelle Tendenz liefern. Konjunkturindikatoren wird oft auch eine Prognosefähigkeit zugesprochen, die über das laufende Quartal hinausreicht. Um dies zu berücksichtigen, prognostizieren wir zusätzlich zur BIP-Wachstumsrate des laufenden Quartals auch die des folgenden Quartals.

Im vorliegenden Beitrag soll auf den Informationsgehalt sogenannter »weicher« Indikatoren abgestellt werden, die alle einem monatlichen Veröffentlichungsrythmus folgen und zeitnah veröffentlicht werden. Insbesondere sind sie in der Regel ein bis zwei Monate früher beobachtbar als die sogenannten »harten« Konjunkturindikatoren, wie beispielsweise die Produktion im Produzierenden Gewerbe, die dafür jedoch einen viel direkteren Bezug zum BIP aufweisen. Es stellt sich die Frage, ob und inwieweit weiche Konjunkturindikatoren, im Vergleich zum monatlichen Produktionsindex, die Güte der Kurzfristprognose verbessern. Konkret betrachten wir die gängigsten Konjunkturindikatoren für Deutschland, wie das ifo Geschäftsklima, die ifo Geschäftslage und die ifo Geschäftserwartungen, die ZEW-Konjunkturerwartungen sowie die ZEW-Konjunktursituation und die GfK-Konjunkturerwartungen. Außerdem werden mit dem »Composite Leading Indicator« der OECD und dem »Economic Sentiment« der Europäischen Kommission zwei sogenannte synthetische Indikatoren in die Analyse einbezogen.

Das BIP wird im Rahmen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen quartals-

¹ Prinzipiell können moderne Prognoseverfahren mit einer Vielzahl von Indikatoren umgehen (vgl. dazu beispielsweise Carstensen et al. 2009). Dennoch hängt der Erfolg dieser Verfahren entscheidend von der Prognoseeignung der Einzelindikatoren ab. Daher muss auch bei höherdimensionalen Verfahren eine gewisse Vorauswahl der Indikatoren erfolgen. Hier liefert eine Einzelevaluation wertvolle Hinweise auf den Informationsgehalt und die Prognoseeignung der jeweiligen Konjunkturindikatoren.

weise erhoben, wohingegen Konjunkturindikatoren monatlich veröffentlicht werden. Der unterschiedlichen Frequenz der Datenreihen wird mit der Spezifikation von sogenannten Brückengleichungen Rechnung getragen, bei der Quartalsdurchschnitte der Monatswerte in das Prognosemodell eingehen. Um eine möglichst realitätsnahe Beurteilung der Konjunkturindikatoren zu gewährleisten, werden je nach Datenverfügbarkeit im Zeitverlauf mehrere Datenstände unterschieden. Liegen nicht alle Monatswerte für das Quartal vor, müssen die fehlenden Monatswerte ergänzt werden. Dazu wird zum einen der letzte existierende Wert für die fehlenden Werte übernommen. Zum anderen wird ein autoregressives Modell zur Fortschreibung der fehlenden Werte aus den vergangenen Werten verwendet.

Die Prognosefähigkeit unterschiedlicher monatlicher Indikatoren zur Prognose des BIP in Deutschland wird unter anderem von Drechsel und Scheufele (2012) untersucht, die sich auf die Prognoseeigenschaften während der Krise 2008/2009 konzentrieren und verschiedene Aggregationsmethoden vergleichen. Iselin und Siliverstovs (2013) betrachten den ZEW-Index und das ifo Geschäftsklima und vergleichen diese für den Zeitraum 2005 bis 2012 mit einem Indikator, der aus Zeitungsmeldungen gewonnen wird. In beiden Studien bleiben die unterschiedlichen Datenstände innerhalb eines Quartals jedoch unberücksichtigt. Zudem vernachlässigen beide genannten Studien den monatlichen Produktionsindex, der eine wichtige Referenzprognose liefert, an der sich die Prognoseleistungen der einzelnen Indikatoren messen lassen müssen. Ein Literaturüberblick über einige ältere Studien zur Prognosekraft des ifo Geschäftsklimas findet sich in Abberger und Wohlrabe (2006). Darin zeigt sich auch, dass die Prognosekraft der Indikatoren für die – den Prognostiker besonders interessierende – Quartalswachstumsrate des BIP eher selten untersucht wird. Vielfach werden andere Zielvariablen, wie die monatlich erscheinende Industrieproduktion, gewählt. Daher versucht die vorliegende Studie auch die bisherigen Ergebnisse für die Prognose der Quartalswachstumsrate des BIP auf den neuesten Stand zu bringen.

Der Artikel ist in vier Teile gegliedert. Zunächst wird der Aufbau des Prognoseexperiments erläutert, wobei insbesondere auf die Unterscheidung verschiedener Datenstände eingegangen wird. Im anschließenden Teil werden die Methodik und die Berechnungsweise der betrachteten Indikatoren beschrieben. Abschließend werden die Ergebnisse des Prognoseexperiments vorgestellt und eine Analyse der Prognosegüte der Indikatoren durchgeführt.

Aufbau des Prognoseexperiments

Ziel ist es, anhand der Indikatoren die prozentuale BIP-Wachstumsrate des laufenden Quartals gegenüber dem Vor-

quartal zu prognostizieren. Hierzu werden sogenannte Brückengleichungen spezifiziert und mit den vorliegenden Daten geschätzt:

$$(1) \quad \Delta BIP_t = a_{0h} + a_{1h} \times \text{Indikator}_{t-h} + \varepsilon_t$$

ΔBIP_t bezeichnet die prozentuale BIP-Wachstumsrate des Quartals t zum Quartal $t - 1$, Indikator_{t-h} stellt den Wert des Indikators im Quartal $t - h$ dar. Des Weiteren bezeichnet h den Prognosehorizont. Die monatlich verfügbaren Werte für die Indikatoren werden dabei in Quartalsdurchschnitte umgerechnet.

Der Stützzeitraum für die Schätzung des Prognosemodells beginnt im ersten Quartal 1992, da zu diesem Zeitpunkt alle betrachteten Variablen vorliegen.² Um die Prognosegüte der einzelnen Indikatoren zu evaluieren, erfolgt die Schätzung rekursiv (»pseudo-out-of-sample«). Dabei werden die Modellparameter zunächst für ein verkürztes Zeitfenster geschätzt, das im vierten Quartal 1999 endet. Basierend auf den jeweils ermittelten Parametern, wird eine Prognose für das erste Quartal des Jahres 2000 ($h = 0$) und das Folgequartal ($h = 1$) berechnet. Das Zeitfenster wird dann sukzessive vergrößert, und die letzte Schätzung erfolgt im vierten Quartal 2012. Damit umfasst der Evaluationszeitraum 48 Quartale und schließt mehrere Konjunkturzyklen ein. Da insbesondere die globale Finanzkrise und die jüngsten Turbulenzen im Euroraum in diesem Zeitraum enthalten sind, ist dies eine interessante Periode zur Untersuchung von Prognoseeigenschaften.

Zur Beurteilung der Prognosegüte wird der mittlere quadratische Prognosefehler (Root Mean Squared Error, RMSE) herangezogen.³ Dieser gewichtet größere Prognosefehler stärker als kleinere. Falls alle Prognosen genau eintreffen, ist der RMSE 0. Alle Prognosen werden zu einer sogenannten »naiven« Prognose in Beziehung gesetzt, die mittels eines autoregressiven Modells für die Quartalswachstumsrate des BIP ermittelt wird. Die Anzahl der verzögerten Wachstumsraten, die in das Modell eingehen, bestimmt sich nach dem

² Da diese Studie die relativen Prognosefehler einzelner Indikatoren bewertet, wird der Aspekt der Datenrevision hier vernachlässigt. Durch diese Vorgehensweise stellen wir jedoch sicher, dass alle Modelle unter den gleichen Voraussetzungen Prognosen generieren und an der selben Zielvariable gemessen werden. Die gezeigten Ergebnisse basieren daher ausschließlich auf revidierten Daten sowohl für den Produktionsindex als auch für das BIP. Als Robustheitsanalyse hat sich für die Variante mit einfacher Fortschreibung bei Datenstand 1 zudem gezeigt, dass die Aussagen, die hier getroffen werden, erhalten bleiben, wenn Echtzeitdaten für den Produktionsindex und das BIP verwendet werden (die weichen Indikatoren werden nur sehr geringfügig revidiert).

³ $RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\Delta BIP_i - \widehat{\Delta BIP}_i)^2}$
wobei n die Anzahl der Quartale und $\widehat{\Delta BIP}_i$ die prognostizierte BIP-Wachstumsrate des Quartals i bezeichnen. Aus Platzgründen wird auf eine Darstellung der Ergebnisse für den mittleren absoluten Prognosefehler (MAE) verzichtet. Die Ergebnisse der vorliegenden Studie ändern sich jedoch qualitativ nicht, wenn anstatt des RMSE der MAE betrachtet wird.

Bayesianischen Informationskriterium (BIC). Diese »naive« Prognose sollte mindestens geschlagen werden, da bei der Erstellung keinerlei Information aus Indikatoren genutzt wird.

Um den Informationsgehalt der Konjunkturindikatoren für die Prognose besser herauszuarbeiten, wird zudem eine Vorhersage mit einem (weiteren) Referenzmodell erstellt, das als Konjunkturindikator den Produktionsindex beinhaltet. Die Produktion im Produzierenden Gewerbe ist ein Bestandteil des BIP, und somit besteht eine direkte Beziehung zwischen beiden Variablen. Dadurch ermöglicht die Betrachtung der Produktion allein bereits eine sehr gute Beurteilung der Konjunktur am aktuellen Rand, und das Referenzmodell stellt – anders als ein einfaches autoregressives Modell – eine hohe Hürde für die genannten Indikatoren dar. Eine Verbesserung der Prognosegüte gegenüber dem Referenzmodell kann sich dennoch ergeben, da die Produktion nur mit einer zeitlichen Verzögerung veröffentlicht wird, während die meisten Indikatoren zeitnah zur Verfügung stehen. Für die Untersuchung werden die saison- und kalenderbereinigten Werte des Produktionsindex für das Produzierende Gewerbe verwendet. Von letzterem werden Wachstumsraten gebildet, um entsprechend der Zielvariable eine stationäre Zeitreihe zu erhalten.

Datenstände

Innerhalb eines Quartals sind jeweils unterschiedlich viele Informationen für die Vorhersage des BIP verfügbar. Die Unterscheidung der verschiedenen Kenntnisstände ist wichtig, um einer tatsächlichen Prognosesituation näher zu kommen. Zudem ist diese Unterscheidung unerlässlich, wenn man den Wert der zeitnahen Veröffentlichung der Indikatoren für die Prognose ermitteln will. Die meisten Indikatoren werden in der zweiten Hälfte des jeweiligen Beobachtungsmonats veröffentlicht. Dagegen erscheint der Produktionsindex am Monatsanfang jeweils mit einer zweimonatigen Verzögerung zum Beobachtungsmonat. Der Wert des BIP wird jeweils ca. 45 Tage nach Ablauf des Berichtsquartals veröffentlicht. Im dreimonatigen Zeitraum zwischen der Veröffentlichung des BIP des Vorquartals und der Bekanntgabe des BIP des laufenden Quartals ergeben sich daher unterschiedliche Prognosesituationen.

Wir unterscheiden vier Datenstände, die in Tabelle 1 zusammengefasst sind. Im Wesentlichen orientieren sich diese am Veröffentlichungsrhythmus der weichen Indikatoren, da nach deren Veröffentlichung zumeist eine Neueinschätzung der konjunkturellen Lage und eventuell eine Prognoserevision erfolgt. Eine zeitliche Einordnung der Datenstände ist nur grob möglich, da die Veröffentlichungstermine von Monat zu Monat leicht schwanken. Datenstand 1 ist rund 15 Tage

Tab. 1
Informationen über das laufende Quartal

Datenstand	Produktionsindex	CLI	Übrige Indikatoren
1	–	–	zwei Monate
2	ein Monat	ein Monat	drei Monate
3	zwei Monate	zwei Monate	erster Monat des kommenden Quartals
4	drei Monate	drei Monate	zweiter Monat des kommenden Quartals

nach Veröffentlichung des BIP-Wertes des Vorquartals. Zu diesem Zeitpunkt ist die Industrieproduktion bis zum Ende des Vorquartals bekannt, von den weichen Konjunkturindikatoren (mit Ausnahme des Composite Leading Indicator, CLI) liegen bereits zwei Monate im laufenden Quartal vor. Datenstand 2 stellt sich etwa eineinhalb Monate nach Veröffentlichung des letzten BIP-Wertes ein; es stehen ein Monat des Produktionsindex und des CLI zur Verfügung. Zusätzlich sind alle Monatswerte der anderen Indikatoren bekannt. Datenstand 3 erreicht man nach rund zweieinhalb Monaten, so dass jeweils ein weiterer Monatswert des Produktionsindex und der Konjunkturindikatoren bekannt sind. Datenstand 4 liegt eigentlich nur in der letzten Woche vor Veröffentlichung des zu prognostizierenden BIP-Wertes vor. Es ist dennoch interessant, diesen Zeitpunkt zu untersuchen, da alle Monatswerte der Indikatoren – auch der Produktionsindex – im laufenden Quartal vollständig beobachtbar sind. Insofern dürfte der in dem betrachteten Rahmen kleinste erzielbare Prognosefehler erreicht werden.

Umgang mit fehlenden Monatswerten

Zu allen vier Datenständen wird eine Prognose der Quartalswachstumsrate des BIP erstellt. Daraus ergibt sich die Notwendigkeit, die zum Teil fehlenden Monatswerte innerhalb eines Quartals aufzufüllen. Die fehlenden Werte werden durch zwei verschiedene Fortschreibungsarten aus den vergangenen Werten berechnet. Zum einen wird der jeweils als letzter vorhandene Monatswert für die fehlenden Werte eingesetzt. Dies wird im weiteren Verlauf als einfache Fortschreibung bezeichnet. Zum anderen werden die fehlenden Monatswerte mit einem autoregressiven Modell (AR-Modell) fortgeschrieben. Dazu wird jede Variable zunächst in eine stationäre Reihe transformiert, und die Anzahl der Verzögerungen des AR-Modells wird zu jedem Zeitpunkt mit dem Bayesianischen Informationskriterium (BIC) bestimmt.

Prognosemodell mit verzögerten Variablen

Um die Robustheit der Ergebnisse zu untersuchen, wurde das bisher beschriebene Prognosemodell in Gleichung (1) modifiziert. Konkret wurde ein zusätzliches Modell betrachtet, bei dem zusätzlich drei verzögerte Werte der Indikatoren in Gleichung (1) aufgenommen wurden. Dadurch wird zu-

nächst die Anpassung des Modells an die Zielvariable verbessert. In der Out-of-Sample-Betrachtung ist der Einfluss zusätzlicher Verzögerungen im Modell jedoch nicht eindeutig. Zwar können die verzögerten Werte der Indikatoren nützliche Informationen auch für die Prognose enthalten. Allerdings müssen auch mehr Parameter mit den vorhandenen Daten geschätzt werden, wodurch jeder einzelne Parameter mit einer höheren Unsicherheit behaftet ist, die sich in einem größeren mittleren Prognosefehler niederschlagen kann.

Einfluss der Finanzkrise

Eine der besonderen Herausforderungen der letzten Jahre für die indikatorgestützte Prognose stellt die globale Finanzkrise dar, die zur Rezession von 2008/2009 führte. Gerade in solchen turbulenten Zeiten wäre es wünschenswert, wenn Konjunkturindikatoren frühzeitig Informationen für den Prognostiker bereithalten und damit die Prognose gegenüber dem Referenzmodell verbessern. Wir vergleichen daher die Prognosefähigkeit der Indikatoren zunächst für den gesamten Zeitraum von 2000 bis 2012 und dann getrennt für die Jahre vor Ausbruch der Finanzkrise (2000 bis 2006) und für die Krisenjahre, beginnend im Jahr 2007.

Beschreibung der Indikatoren

Wie bereits erwähnt, werden sowohl weiche Indikatoren, die auf Befragungsergebnissen beruhen, als auch synthetische Indikatoren verwendet. Im folgenden Abschnitt werden diese kurz beschrieben.

ifo Geschäftsklimaindex

Der ifo Geschäftsklimaindex wird vom ifo Institut monatlich erhoben und basiert auf den Meldungen von ca. 7 000 Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes, des Bauhauptgewerbes, des Großhandels und des Einzelhandels. Die Unternehmen beurteilen darin auf einer qualitativen Skala zum einen ihre gegenwärtige Geschäftslage (ifo Geschäftslage) und zum anderen äußern sie ihre Erwartungen für die nächsten sechs Monate (ifo Geschäftserwartungen). Die Antworten werden nach der Bedeutung der Branchen gewichtet und aggregiert. Das ifo Geschäftsklima berechnet sich als geometrisches Mittel aus der Lage- und der Erwartungskomponente. Zur Ermittlung des Geschäftsklimaindex wird das Geschäftsklima auf den Durchschnitt eines Basisjahres (derzeit 2005) normiert. Der ifo Geschäftsklimaindex erscheint jeweils gegen Monatsende.⁴ Für die folgende Analyse werden sowohl der ifo Geschäftsklimaindex als auch dessen Bestandteile, ifo Geschäftslage und ifo Geschäftserwartungen, einzeln verwendet.

⁴ Für detailliertere Informationen zu den ifo Indikatoren vgl. <http://www.ce-sifo-group.de/de/ifoHome/facts/Survey-Results/Business-Climate/Calculating-the-Ifo-Business-Climate.html>.

ZEW-Finanzmarkttest

Der ZEW-Finanzmarkttest beruht ebenfalls auf einer Befragung von Wirtschaftsakteuren. Im Gegensatz zum ifo Institut befragt das ZEW Finanzmarktexperten. Monatlich werden ca. 350 Experten aus Banken, Versicherungen und großen Industrieunternehmen unter anderem nach ihren Einschätzungen und Erwartungen bezüglich der konjunkturellen Lage in Deutschland befragt. Anschließend werden jeweils für die Einschätzungen (ZEW-Konjunktursituation) und für die Erwartungen (ZEW-Konjunkturerwartungen) die Salden berechnet. Der ZEW-Finanzmarkttest erscheint zur Monatsmitte.⁵ Beide Indikatoren – die Konjunktursituation und die ZEW-Konjunkturerwartungen – werden bzgl. ihrer Prognosegüte für das BIP einzeln analysiert.

GfK-Konsumklima

Die GfK-Konjunkturerwartungen basieren auf Einschätzungen von privaten Haushalten. Im Rahmen der Studie »GfK-Konsumklima MAXX« führt die GfK im Auftrag der EU-Kommission monatlich ca. 2 000 Verbraucherinterviews durch. Darin werden die Teilnehmer unter anderem gefragt, wie sich die allgemeine wirtschaftliche Lage in den nächsten zwölf Monaten entwickeln wird.⁶ Auf dieser Frage beruht der Indikator, der in der folgenden Analyse verwendet wird. Die Ergebnisse der Umfrage werden jeweils am Monatsende veröffentlicht.

Economic Sentiment Indicator (ESI)

Der ESI ist ein Indikator, der sich aus fünf spezifischen Indikatoren mit unterschiedlichen Gewichten zusammensetzt und für jeden EU-Mitgliedstaat erhoben wird. Er wird von der Europäischen Kommission jeweils zum Monatsende veröffentlicht und hat das Ziel, die Information in mehreren Indikatoren zu verdichten. Im Falle Deutschlands setzt sich der ESI wie folgt zusammen⁷:

- ifo Konjunkturtest Verarbeitendes Gewerbe (40%),
- ifo Konjunkturtest Dienstleistungen (30%),
- GfK-Konsumklima (20%),
- ifo Konjunkturtest Bauhauptgewerbe (5%) und
- ifo Konjunkturtest Einzelhandel (5%).

OECD Composite Leading Indicator (CLI)

Der CLI wird von der OECD veröffentlicht und ist wie der ESI ein zusammengesetzter Indikator, bei dem die Gewich-

⁵ Für detailliertere Informationen zum ZEW-Finanzmarkttest vgl. <http://www.zew.de/de/publikationen/finanzmarktreport.php3>.

⁶ Die Frage lautet: »Was glauben Sie, wie wird sich die allgemeine wirtschaftliche Lage in den kommenden zwölf Monaten entwickeln?« (verbessern – gleich bleiben – verschlechtern), vgl. beispielsweise <http://www.gfk.com/de/news-und-events/presse/pressemitteilungen/seiten/verhaltens-konsumklima-im-sp%C3%A4tsommer.aspx>.

⁷ Für detailliertere Informationen zum Economic Sentiment Indicator vgl. http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/surveys/.

te mittels eines statistischen Modells bestimmt werden, das eine Vorlaufeigenschaft des CLI gewährleisten soll. Im Gegensatz zu den bisher genannten Indikatoren erscheint der CLI mit einer Verzögerung von zwei Monaten gegenüber dem Beobachtungsmontat. Für Deutschland fließen folgende Komponenten ein⁸:

- ifo Geschäftsklimaindex,
- ifo Auftragseingang im Verarbeitenden Gewerbe,
- ifo Exportaufträge im Verarbeitenden Gewerbe,
- Auftragseingänge des Statistischen Bundesamts,
- ifo Lagerbestand an Fertigprodukten und
- Zinsspread gemäß Europäischer Zentralbank.

Ergebnisse und Analyse

Ausgehend von der Variante mit einfacher Fortschreibung werden im Folgenden die Ergebnisse des Prognoseexperiments beschrieben und analysiert.

Gesamter Zeitraum 2000 bis 2012

Tabelle 2 enthält die Ergebnisse für den kompletten Prognosezeitraum von 2000/Q1 bis 2012/Q4. Für die naive Prognose ist jeweils der RMSE dargestellt, der sich für die unterschiedlichen Datenstände nicht unterscheidet. Im untersuchten Zeitraum beträgt der Prognosefehler der naiven Prognose 0,96 Prozentpunkte für das laufende Quartal ($h = 0$) und 1,00 Prozentpunkte für das kommende Quartal ($h = 1$). Für die Indikatormodelle wird der RMSE jeweils in Relation zu dieser naiven Prognose angegeben (sogenanntes Theils U), um eine potenzielle Verbesserung gegenüber dieser besser zu veranschaulichen. Es zeigt sich, dass alle Indikatoren in der Lage sind, die naive Prognose deutlich zu verbessern. Insgesamt fällt auf, dass der Prognosefehler der Indikatormodelle mit umfangreicherem Datenstand in der Tendenz zurückgeht. Dies deutet darauf hin, dass die Indikatoren alles in allem nützliche Informationen über die BIP-Wachstumsrate liefern.

Im ersten Teil der Tabelle 2 sind die Ergebnisse für die Variante mit einfacher Fortschreibung dargestellt. Betrachtet man zunächst die Prognose für das laufende Quartal ($h = 0$), so zeigt sich, dass das Referenzmodell einen durchschnittlichen Prognosefehler von 80% relativ zur naiven Prognose generiert und diese somit deutlich verbessert. Obwohl bei Datenstand 1 im laufenden Quartal noch kein Wert des Produktionsindex vorhanden ist, erreichen die meisten Indikatoren keine Verbesserung gegenüber dem Referenzmodell mit dem Produktionsindex. Dies liegt offenbar daran, dass hier Quartalsdaten betrachtet werden. Zum einen ist in Da-

tenstand 1 der Quartalsüberhang des Produktionsindex bekannt, welcher maßgeblich den Quartalsdurchschnitt des Produktionsindex im laufenden Quartal bestimmt. Zum anderen kann die Dynamik der Monatsindikatoren innerhalb eines Quartals von den Brückengleichungen nicht berücksichtigt werden, sodass die in den Monatsdaten enthaltene Information über die aktuelle konjunkturelle Entwicklung teilweise verlorengeht. Eine Ausnahme bilden die ifo Geschäftserwartungen, die lediglich einen Prognosefehler von 72% gegenüber der naiven Prognose aufweisen und damit von allen betrachteten Indikatoren am besten abschneiden. Bei der Prognose des Folgequartals ($h = 1$) stellt sich das Ergebnis etwas anders dar. Es zeigt sich, dass der RMSE des Referenzmodells mit zunehmendem Prognosehorizont nur leicht besser ist als die naive Prognose. Dies dürfte darauf zurückzuführen sein, dass der Produktionsindex einen Gleichlauf mit dem BIP aufweist und wenig Information über das kommende Quartal bereitstellt. An dieser Stelle können Konjunkturindikatoren den Prognosefehler stärker verringern. Am besten schneiden hier wieder die ifo Geschäftserwartungen ab, die neben den ZEW-Konjunkturerwartungen in der Lage sind, das Referenzmodell zu schlagen.

Befindet man sich bei Datenstand 2, liefert das Referenzmodell für das aktuelle Quartal nun die treffsicherste Vorhersage. Da bereits ein Monatswert des Produktionsindex vorhanden ist, ist offenbar eine sehr gute Einschätzung der gesamtwirtschaftlichen Produktion im laufenden Quartal möglich. Dies verwundert nicht, wenn man sich vor Augen führt, dass der erste Monatswert im Quartal das höchste Gewicht bei der Berechnung des Quartalsdurchschnitts bekommt. Die anderen Indikatoren verbessern zwar die naive Prognose deutlich, reichen bei $h = 0$ für die Vorhersage des BIP aber nicht ganz an den Produktionsindex heran. Für die Prognose des kommenden Quartals liefern sie jedoch nützliche Informationen; wieder schneiden die ifo Erwartungen am besten ab.

Für den Datenstand 3 und 4 zeigt sich ein sehr ähnliches Bild, bei dem insbesondere die ifo Geschäftserwartungen, im Vergleich zu den Datenständen mit weniger Information, einen nochmals deutlich verbesserten relativen RMSE aufweisen.

Um zu überprüfen, ob die einfache Fortschreibung der Monatswerte die Prognoseeigenschaften der einzelnen Indikatoren beeinflusst, sind im zweiten Teil der Tabelle die Ergebnisse für die AR-Fortschreibung dargestellt. Interessanterweise ergibt sich für Datenstand 1 bei der Prognose des laufenden Quartals für das Referenzmodell ein leicht größerer Fehler als bei der einfachen Fortschreibung. Offenbar ergibt sich für die meisten anderen Indikatoren keine nennenswerte Änderung, da in Datenstand 1 bereits zwei der drei Monatswerte bekannt sind. Da der CLI im laufenden Quartal noch nicht beobachtbar ist, schneidet dieser im Ver-

⁸ Für detailliertere Informationen zum OECD Composite Leading Indicator vgl. <http://www.oecd.org/std/leading-indicators/germany-cli/component-seriesturningpoints.htm>.

Tab. 2
Relative Prognosefehler (Zeitraum: 2000Q1–2012/Q4)

Datenstand	1		2		3		4	
Prognosehorizont h	0	1	0	1	0	1	0	1
RMSE naive Prognose	0,96	1,00	0,96	1,00	0,96	1,00	0,96	1,00
einfache Fortschreibung								
Referenzmodell	0,80	0,91	0,62	0,91	0,49	0,89	0,49	0,87
ifo GK	0,84	0,91	0,83	0,90	0,83	0,84	0,83	0,84
ifo GL	0,93	0,95	0,92	0,94	0,92	0,91	0,92	0,91
ifo GE	0,72	0,82	0,71	0,81	0,71	0,71	0,71	0,71
ZEW KS	0,93	0,94	0,93	0,94	0,93	0,91	0,93	0,91
ZEW KE	0,93	0,88	0,94	0,89	0,94	0,90	0,94	0,90
ESI	0,85	0,92	0,84	0,91	0,84	0,85	0,84	0,85
GFK	0,88	0,91	0,87	0,91	0,87	0,84	0,87	0,84
CLI	0,85	0,97	0,79	0,93	0,76	0,91	0,74	0,90
AR-Fortschreibung								
Referenzmodell	0,88	0,96	0,62	0,94	0,50	0,89	0,49	0,87
ifo GK	0,84	0,91	0,83	0,90	0,83	0,82	0,83	0,82
ifo GL	0,92	0,94	0,92	0,94	0,92	0,90	0,92	0,90
ifo GE	0,72	0,81	0,71	0,81	0,71	0,71	0,71	0,71
ZEW KS	0,93	0,94	0,93	0,94	0,93	0,90	0,93	0,90
ZEW KE	0,94	0,89	0,94	0,89	0,94	0,90	0,94	0,90
ESI	0,84	0,91	0,84	0,91	0,84	0,83	0,84	0,83
GFK	0,88	0,91	0,87	0,91	0,87	0,84	0,87	0,84
CLI	0,74	0,88	0,74	0,89	0,74	0,89	0,74	0,89
Modell mit verzögerten Werten und einfacher Fortschreibung								
Referenzmodell	0,81	0,92	0,62	0,92	0,49	0,89	0,48	0,87
ifo GK	0,75	0,80	0,73	0,78	0,73	0,74	0,73	0,74
ifo GL	0,73	0,87	0,70	0,84	0,70	0,77	0,70	0,77
ifo GE	0,74	0,77	0,73	0,76	0,73	0,72	0,73	0,72
ZEW KS	0,84	0,85	0,83	0,85	0,83	0,84	0,83	0,84
ZEW KE	0,93	0,92	0,94	0,93	0,94	0,93	0,94	0,93
ESI	0,74	0,81	0,73	0,79	0,73	0,74	0,73	0,74
GFK	0,87	0,90	0,86	0,89	0,86	0,82	0,86	0,82
CLI	0,89	0,95	0,76	0,79	0,72	0,73	0,73	0,71

Erläuterungen: Die Prognosefehler der Indikatoren sind in Anteilen am Prognosefehler der naiven Prognose gemessen; naive Prognose = autoregressive Fortschreibung des BIP, Referenzmodell = Produktionsindex, ifo GK = ifo Geschäftsklimaindex, ifo GL = ifo Geschäftslage, ifo GE = ifo Geschäftserwartungen, ZEW KS = ZEW Konjunktursituation, ZEW KE = ZEW Konjunkturerwartungen, ESI = Economic Sentiment Indicator, GFK = GFK Konsumklimaindex (Geschäftserwartungen), CLI = Composite Leading Indicator (OECD), RMSE = Root Mean Squared Error.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

gleich zur einfachen Fortschreibung spürbar besser ab. Betrachtet man die Prognose für das Folgequartal, so fällt auf, dass die gute Prognoseeigenschaft der ifo Geschäftserwartungen relativ zu den anderen Indikatoren von der Art der Fortschreibung nicht beeinflusst wird. Mit zunehmender Datenverfügbarkeit verringern sich schließlich die Unterschiede zwischen den Fortschreibungsarten. Alles in allem scheint die einfache Fortschreibung jedoch keine gravierenden Nachteile gegenüber der AR-Fortschreibung aufzuweisen.

Im unteren Teil der Tabelle 2 sind die Ergebnisse dargestellt, die durch Aufnahme verzögerter Werte in die Prognosegleichung entstehen. Die Prognoseleistung des Referenzmodells wird durch verzögerte Werte praktisch nicht be-

einflusst. Hier zeigt sich, dass der Produktionsindex einen starken Gleichlauf mit dem BIP aufweist. Demgegenüber ergibt sich für einige andere Indikatoren eine Verbesserung. Dies gilt für das ifo Geschäftsklima und die ifo Geschäftslage sowie die ZEW-Konjunktursituation, und auch der ESI profitiert von der Aufnahme verzögerter Werte. Zusätzlich zu den ifo Geschäftserwartungen können alle diese Indikatoren das Referenzmodell für $h = 0$ nun schlagen. Ein ähnliches Ergebnis wird auch für $h = 1$ konstatiert. Allerdings verbessert sich hier auch die Prognose des Modells mit den ifo Geschäftserwartungen durch zusätzliche verzögerte Werte, so dass mit diesem Indikator weiterhin der kleinste Prognosefehler erzielt wird. Sind mehr Monatswerte verfügbar, dann hat wiederum das Referenzmodell die beste Vorher-

sagekraft für das laufende Quartal, und die beste Prognose für das kommende Quartal liefern auch in diesem Fall – mit Ausnahme von Datenstand 4 – die ifo Geschäftserwartungen.

Einfluss der Krisenjahre 2007 bis 2012

Inwiefern die Ergebnisse durch außergewöhnliche Ereignisse wie die jüngste Finanzkrise und die Rezession 2008/2009 beeinflusst sind, ist in Tabelle 3 dargestellt. Lässt man die Krisenjahre zunächst außen vor und betrachtet nur die Jahre 2000 bis 2006 in der oberen Hälfte von Tabelle 3, so fällt auf, dass das naive Modell nun deutlich besser abschneidet; es generiert einen Prognosefehler von lediglich 0,6 Prozentpunkten. So ist auch die Prognoseleistung des Referenzmodells nicht deutlich besser als die der naiven Prognose. Interessanterweise liefert nun das ifo Geschäftsklima für alle Datenstände den kleinsten RMSE für das laufende Quartal, aber die Mehrzahl der anderen Indikatoren übertrifft das Referenzmodell ebenfalls merklich. Für die weitere BIP-Entwicklung erweisen sich, wie schon für den gesamten Zeitraum, die ifo Geschäftserwartungen als sehr verlässlicher Indikator, wenn Datenstand 1 und 2 unterstellt

wird. In Datenstand 3 und 4, wenn alle Werte innerhalb des Quartals beobachtbar sind, scheinen fast alle Indikatoren verlässlichere Prognosen für das Folgequartal abzuliefern als der Produktionsindex, wobei das ifo Geschäftsklima den kleinsten RMSE generiert.

Im unteren Teil der Tabelle 3 ist die Prognosegüte der einzelnen Indikatoren für die Jahre 2007 bis 2012 evaluiert. Zunächst zeigt sich, dass die naive Prognose nun erwartungsgemäß schlechter abschneidet als im gesamten Evaluierungszeitraum, und die Indikatormodelle schlagen die naive Prognose in allen hier betrachteten Situationen. Die relativen Prognosefehler der Indikatormodelle liegen in den Krisenjahren zudem deutlich niedriger als bei Betrachtung des gesamten Zeitraums. Dies gilt insbesondere auch für das Referenzmodell. Die Industrieproduktion ist offensichtlich der aussagefähigste Indikator für die Wachstumsrate des BIP im laufenden Quartal in den Jahren der Krise; hier zeigt sich der direkte Bezug des Produktionsindex zum BIP. Liegt der Produktionsindex jedoch noch nicht vor, so ermöglichen sowohl das ifo Geschäftsklima als auch der ESI die beste Vorhersage; jedoch sind die Unterschiede zwischen den Indikatoren in den Krisenjahren für Datenstand 1

Tab. 3
Relative Prognosefehler (Zeitraum: 2000–2006 und 2007–2012)

Datenstand	1		2		3		4	
Prognosehorizont h	0	1	0	1	0	1	0	1
einfache Fortschreibung (2000/Q1–2006/Q4)								
RMSE naive Prognose	0,60	0,57	0,60	0,57	0,60	0,57	0,60	0,57
Referenzmodell	0,99	1,02	1,03	0,98	0,92	0,99	0,92	0,99
ifo GK	0,76	0,91	0,75	0,91	0,75	0,81	0,75	0,81
ifo GL	0,79	0,98	0,78	0,98	0,78	0,84	0,78	0,84
ifo GE	0,84	0,90	0,83	0,90	0,83	0,88	0,83	0,88
ZEW KS	0,88	1,04	0,87	1,04	0,87	0,93	0,87	0,93
ZEW KE	1,01	1,05	1,01	1,05	1,01	1,09	1,01	1,09
ESI	0,86	0,96	0,85	0,96	0,85	0,89	0,85	0,89
GFK	0,86	1,00	0,85	0,99	0,85	0,89	0,85	0,89
CLI	0,87	0,96	0,86	0,95	0,85	0,95	0,85	0,94
einfache Fortschreibung (2007/Q1–2012/Q4)								
RMSE naive Prognose	1,31	1,38	1,31	1,38	1,31	1,38	1,31	1,38
Referenzmodell	0,73	0,87	0,44	0,88	0,26	0,86	0,25	0,83
ifo GK	0,70	0,87	0,84	0,88	0,84	0,83	0,84	0,83
ifo GL	0,72	0,89	0,94	0,91	0,94	0,91	0,94	0,91
ifo GE	0,72	0,77	0,66	0,77	0,66	0,66	0,66	0,66
ZEW KS	0,72	0,88	0,92	0,90	0,92	0,89	0,92	0,89
ZEW KE	0,74	0,82	0,90	0,83	0,90	0,84	0,90	0,84
ESI	0,70	0,86	0,82	0,88	0,82	0,82	0,82	0,82
GFK	0,71	0,86	0,86	0,87	0,86	0,81	0,86	0,81
CLI	0,72	0,91	0,75	0,91	0,72	0,89	0,70	0,88

Erläuterungen: Die Prognosefehler der Indikatoren sind in Anteilen am Prognosefehler der naiven Prognose gemessen; naive Prognose = autoregressive Fortschreibung des BIP, Referenzmodell = Produktionsindex, ifo GK = ifo Geschäftsklima-index, ifo GL = ifo Geschäftslage, ifo GE = ifo Geschäftserwartungen, ZEW KS = ZEW Konjunktursituation, ZEW KE = ZEW Konjunkturerwartungen, ESI = Economic Sentiment Indicator, GFK = GFK Konsumklimaindex (Geschäftserwartungen), CLI = Composite Leading Indicator (OECD), RMSE = Root Mean Squared Error.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

gering. Insgesamt besitzt die ifo Erwartungskomponente in Krisenzeiten die beste Prognosekraft für das Folgequartal; dieser Indikator verringert den relativen RMSE im Vergleich zum Produktionsindex nochmals um bis zu zwei Zehntel Prozentpunkte.

Insgesamt zeigt sich, dass die ifo Indikatoren in jedem Prognoseumfeld, d.h. in turbulenten und in »normalen« Zeiten, zumeist den kleinsten Prognosefehler generieren. Dabei erweist sich die Erwartungskomponente in Krisenzeiten als treffsicherer, wohingegen das ifo Geschäftsklima in »normalen« Zeiten sehr gute Prognoseeigenschaften besitzt.

Fazit

Der vorliegende Beitrag untersucht die Prognosegüte verschiedener Indikatoren für die Quartalswachstumsrate des BIP und versucht zu beantworten, inwieweit weiche Indikatoren über das Referenzmodell mit dem Produktionsindex hinaus eine Verbesserung der Prognose erreichen können. Die dabei vorgenommene Unterscheidung verschiedener Datenstände innerhalb des Quartals erweist sich als essentiell, da die beschriebenen Ergebnisse eine Abhängigkeit der Prognosegüte der Indikatoren vom Datenstand offenbaren. Eine Verbesserung der Prognose mittels weicher Indikatoren gegenüber dem Referenzmodell für den ersten Datenstand ist vor allem auf den Informationsvorsprung durch die zeitnahe Veröffentlichung zurückzuführen. Daher überrascht es nicht, dass bei ausreichender Kenntnis der Produktion im laufenden Quartal (Datenstand 3 und 4) mit keinem Indikator eine deutliche Verbesserung bei der Prognose des laufenden Quartals erzielt wird. Allerdings ist die Information aus den Indikatoren in jedem Fall nützlich, um das Folgequartal besser vorherzusagen. Das Ergebnis ist dabei weitgehend unabhängig von der gewählten Fortschreibungsmethode und einer Erweiterung des Prognosemodells um mehrere verzögerte Werte der Indikatoren. Betrachtet man die Indikatoren einzeln, so zeigt sich, dass die ifo Geschäftserwartungen im gesamten Beobachtungszeitraum nahezu durchweg den geringsten Prognosefehler generieren.

Konzentriert man sich dagegen auf die turbulenten Krisenjahre, stellt sich heraus, dass für den ersten Datenstand das ifo Geschäftsklima und der ESI die verlässlichste Einschätzung des laufenden Quartals erlauben; jedoch sind die Unterschiede zwischen allen Indikatoren hier gering. Ist der erste Monatswert des Produktionsindex jedoch veröffentlicht, so ist dieser, trotz des späteren Veröffentlichungstermins, der wichtigste Indikator für die Entwicklung des BIP im laufenden Quartal. Nimmt man die Krise aus der Betrachtung heraus, zeigt sich, dass nun das ifo Geschäftsklima für alle Datenstände die aktuelle Quartalswachstumsrate am besten prognostiziert. Alles in allem scheint sich die domi-

nante Rolle des Produktionsindex für die BIP-Prognose des aktuellen Quartals vor allem auf die Krisenjahre zu gründen, in denen die Beobachtung jedes weiteren Monats des laufenden Quartals die Prognosegüte entscheidend erhöht. Die ifo Geschäftserwartungen sind jedoch gerade in Krisenzeiten der verlässlichste Indikator für die BIP-Wachstumsrate im kommenden Quartal.

Idealerweise sollten Konjunkturindikatoren gerade in besonders turbulenten Zeiten frühzeitig über den Konjunkturverlauf informieren. Offensichtlich kommt der Publikationsvorsprung, den alle Indikatoren außer dem CLI gegenüber dem Produktionsindex haben, jedoch in »normalen« Zeiten stärker zum Tragen. Dies könnte ein Ergebnis der hier verwendeten Methodik der Brückengleichungen sein, bei denen der Prognostiker auf Quartalsdurchschnitte zurückgreifen muss. So wird wichtige frühzeitig verfügbare Information über die konjunkturelle Dynamik innerhalb eines Quartals nicht berücksichtigt, und das Signal, das die monatlichen Konjunkturindikatoren liefern, wird verwässert. Eine interessante Alternative zu einfachen Brückengleichungen liefern sogenannte »Mixed-Frequency-Modelle«, bei denen die Monatswerte direkt in die Prognosegleichung eingehen.

Literatur

- Abberger, K. und K. Wohlrabe (2006), »Einige Prognoseeigenschaften des ifo Geschäftsklimas – ein Überblick über die neuere wissenschaftliche Literatur«, *ifo Schnelldienst* 59(22), 19–26.
- Carstensen, K., S. Henzel, J. Mayr und K. Wohlrabe (2009), »IFOCAS: Methoden der ifo-Kurzfristprognose«, *ifo Schnelldienst* 62(23), 15–28.
- Drechsel, K. und R. Scheufele (2012), »The Performance of Short-Term Forecasts of the German Economy before and during the 2008/2009 Recession«, *International Journal of Forecasting* 28(2), 428–445.
- Iselein, D. und B. Siliverstovs (2013), »Using Newspapers for Tracking the Business Cycle: A Comparative Study for Germany and Switzerland«, KOF Working papers 13-337, ETH Zurich.

Zur Prognose von konjunkturellen Wendepunkten: Dreimal-Regel versus Markov-Switching

Empirisch orientierte Konjunktur­experten ziehen zur Früherkennung von konjunkturellen Wendepunkten gern die Dreimal-Regel heran. Diese recht simple Regel ermöglicht die Übersetzung der Bewegungsrichtung eines Konjunkturindikators in ein Wendepunktsignal. Für die Prognose von Wendepunkten können aber auch Markov-Switching-Modelle wichtige Informationen liefern. Der vorliegende Beitrag vergleicht die Güte beider Ansätze für die Wendepunkte der Industriekonjunktur in Deutschland, wobei als Indikator das ifo Geschäftsklima im Verarbeitenden Gewerbe dient.

Die frühzeitige Prognose von zyklischen Wendepunkten, d.h. von Richtungsänderungen in der wirtschaftlichen Entwicklung, ist erfahrungsgemäß besonders schwierig. Sie ist eine Domäne der Frühindikatoren.¹ Die Richtungsänderung eines Frühindikators dient als Signal für einen bevorstehenden Wechsel im konjunkturellen Regime der Wirtschaft (z.B. von Aufschwung hin zu Abschwung) und damit für einen konjunkturellen Wendepunkt. Gute Frühindikatoren zeichnen sich dadurch aus, dass sie möglichst frühzeitig und deutlich (d.h. ohne Fehlalarme) die Wendepunkte in der Wirtschaftsentwicklung signalisieren. Darüber hinaus sollte der Vorlauf stabil sein, so dass relativ sicher abgeschätzt werden kann, wie frühzeitig das Signal des Indikators erfolgt. Schließlich sollten die Ergebnisse zeitnah vorliegen und nach der Veröffentlichung keinen größeren Revisionen unterliegen (vgl. Abberger und Wohrabe 2006, S. 19).

In der Literatur stehen zur Früherkennung von konjunkturellen Wendepunkten viele automatisierte Regeln zur Verfügung, angefangen von der Vorschrift, jede *einfache* bzw. jede *n-fache* Abweichung nach oben oder unten von der bisherigen Entwicklungsrichtung eines Frühindikators als Wendepunkt zu zählen (»one month up or down-Kriterium« bzw. »n or more months up or down-Kriterium«, vgl. Stekler 1991). Ein besonders in der Literatur bekanntes Verfahren haben Zarnowitz und Vaccora (1978) für den amerikanischen composite index

of leading indicators vorgeschlagen, die sog. Dreimal-Regel: »... we have defined a signal of change in direction as having occurred when the leading composite index shows a change in direction of movement for at least three consecutive following months.« Nach dieser Regel signalisiert ein Frühindikator einen bevorstehenden konjunkturellen Wendepunkt, wenn er dreimal hintereinander in eine neue Richtung zeigt. Der Vorlauf des Frühindikators gegenüber der konjunkturellen Referenzreihe, die die wirtschaftliche Aktivität spiegelt, sollte dabei wenigstens vier Monate betragen, um Wendepunkte in der Praxis zumindest gleichzeitig mit ihrem Auftreten zu erkennen.

Für die Prognose von Wendepunkten können aber auch stochastische Markov-Switching-Modelle (MS-Modelle) wichtige Informationen liefern. Die Bewegung eines Frühindikators von Monat zu Monat wird durch ein MS-Modell in Echtzeit-Wahrscheinlichkeiten umgesetzt, die signalisieren, welches Stadium des Konjunkturzyklus gerade durchlaufen wird. Aus MS-Modellen resultieren damit Wahrscheinlichkeitsaussagen darüber, ob die Wirtschaft vor einem Regime-Wechsel, d.h. vor einem Wendepunkt, steht oder nicht (vgl. Abberger und Nierhaus 2010; 2008).

Zur Demonstration der Güte beider Ansätze soll hier die Industriekonjunktur näher untersucht werden. Als konjunkturelle Referenzreihe wird die zyklische Komponente des saison- und kalenderbereinigten Volumenindex der Industrieproduktion verwendet, als Frühindikator dient das ifo Geschäftsklima im Verarbeitenden Gewerbe (einschließlich Nahrungs- und Genussmittel), dessen MCD-Maß den minimalen Idealwert 1 (Monat)

* Dr. Klaus Abberger ist Bereichsleiter Konjunkturumfragen an der KOF Konjunkturforschungsstelle der ETH Zürich.

¹ Konjunkturindikatoren lassen sich nach ihrem zeitlichen Zusammenhang mit dem Zyklus in vorlaufende (leading), gleichlaufende (coincident) und nachlaufende (lagging) Indikatoren unterscheiden.

hat.² Für die Saison- und Kalenderbereinigung des amtlichen Volumenindex wird das Census X-12-ARIMA-Verfahren benützt. Zur Trendbereinigung wird der Hodrick-Prescott-Filter mit dem für Monatsdaten üblichen Parameterwert $\lambda = 14\,400$ herangezogen. Die so ermittelte zyklische Komponente des Produktionsindex enthält allerdings noch Irregularitäten, die das zyklische Signal verwischen können. Diese werden durch eine zusätzliche HP-Filterung mit dem Parameterwert $\lambda = 68,74$ ausgeschaltet. Der HP-Filter wird damit als Bandpass-Filter eingesetzt (vgl. Artis, Marcellino und Proietti 2003). Dieses Vorgehen lehnt sich an die einflussreichen Arbeiten von Burns und Mitchell (1946) an, die seinerzeit spezifiziert haben, dass Konjunkturzyklen zyklische Schwingungskomponenten mit mindestens 1,5 Jahren und höchstens acht Jahren Länge sind.

Schließlich müssen, um frühzeitig einlaufende Wendepunktssignale identifizieren zu können, die historischen Wendepunkte der Industrieproduktion datiert, d.h. exakt auf der Zeitachse bestimmt werden. In Deutschland gibt es, anders als etwa in den USA, keine offizielle Zyklusdatierung. Dort ist das beim National Bureau of Economic Research (NBER) angesiedelte Business Cycle Dating Committee mit der Datierung des US-Konjunkturzyklus betraut. Lediglich die Deutsche Bundesbank veröffentlichte bis zum Jahr 1997 eine Chronologie der Wendepunkte, gemessen an den lokalen Minima bzw. Maxima der trendbereinigten Industrieproduktion. Die zeitliche Datierung der konjunkturellen Wendepunkte der Industrieproduktion erfolgt deshalb hier mit dem Bry-Boschan-Verfahren (vgl. Bry und Boschan 1971). Dieser Algorithmus bestimmt die Wendepunkte einer Zeitreihe nach einem sequentiellen Entscheidungsprozess und liefert intersubjektiv vergleichbare und damit nachprüfbar Ergebnisse.

Die Klassifizierung der Wendepunktssignale erfolgt anhand der am 24. Juni 2014 vom ifo Institut veröffentlichten Zeitreihe des Geschäftsklimas für die Industrie. Es handelt sich daher nicht um eine sogenannte Echtzeitanalyse. Historische Publikationen der Zeitreihe können leicht von dieser abweichen. Zwar werden die Befragungsergebnisse der ifo Konjunkturumfragen in der Regel nicht revidiert, doch kann insbeson-

² Für einen erfolgreichen Einsatz der Dreimal-Regel bzw. eines MS-Modells sollte der Frühindikator möglichst glatt, d.h. möglichst ohne große Irregularitäten verlaufen. Formal gesprochen sollte das MCD-Maß (Months for Cyclical Dominance) des Indikators möglichst gering sein. Das MCD-Maß gibt die kleinste, in Monaten gemessene Zeitspanne an, für die die Veränderung der zyklischen Komponente einer Zeitreihe die Veränderung der irregulären Bewegung dominiert. Je kleiner das MCD-Maß ausfällt, umso besser (»cyclically significant«) können Vormonatsvergleiche gemacht werden (vgl. Abberger und Nierhaus 2009).

dere die statistische Bereinigung um Saisonmuster zu nachträglichen Veränderungen der saisonbereinigten Zeitreihe führen. Aufgrund des vom ifo Institut eingesetzten Saisonbereinigungsverfahrens ASA-II sind diese saisonbereinigungsbedingten Revisionen jedoch sehr gering.³ Daher wird im Folgenden die oben dargestellte Zeitreihe des ifo Geschäftsklimas für die Berechnungen verwendet und auf einen Echtzeitanalyse über die jeweils zu den verschiedenen Zeitpunkten publizierten ifo-Zeitreihen verzichtet. Alle Berechnungen und Korrelationen werden für den Zeitraum Januar 1991 bis Mai 2014 durchgeführt, das Signalverhalten an Wendepunkten wird ab 1996 untersucht. Die Fünfjahresfrist am Anfang des Zeitfensters wird als Puffer verwendet, um hinreichend valide MS-Wendepunktssignale zu erhalten.

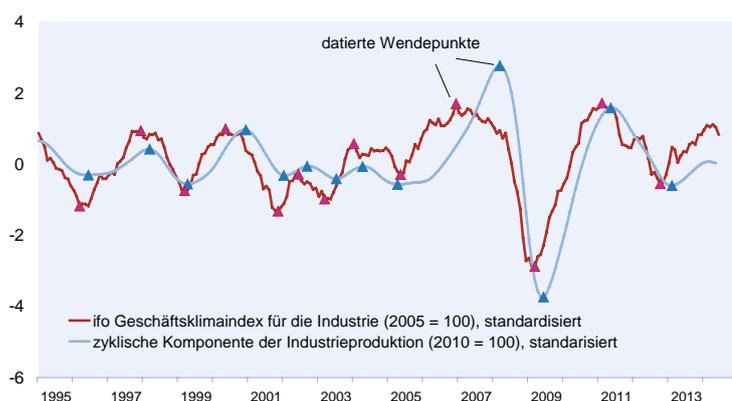
Ergebnisse

Abbildung 1 zeigt zunächst, dass das ifo Geschäftsklima für die Industrie ein geeigneter Frühindikator für die Industrieproduktion ist. Das Geschäftsklima eilt der zyklischen Komponente des Volumenindex der Industrieproduktion voraus und signalisiert ihre Wendepunkte bereits rein optisch – mit Ausnahme des Wendepunkts im April 2005 – mit zum Teil recht deutlichem Vorlauf. Der engste Zusammenhang des ifo Geschäftsklimas für die Industrie mit der zyklischen Komponente der realen Industrieproduktion – gemessen an der maximalen Kreuzkorrelation – ergibt sich bei einem Vorlauf von vier Monaten; die Korrelation beträgt 0,82.

Im nächsten Schritt sind die Wendepunkte der Industriekonjunktur zu datieren, gemessen an der zyklischen Komponente des amtlichen Produktionsindex. Tabelle 1 präsentiert die Wendepunktchronologie im Zeitraum 1996 bis 2014. Nach dem Bry-Boschan-Verfahren gibt es im betrachteten

³ Für eine Darstellung des Verfahrens und einen Vergleich mit anderen Saisonbereinigungsverfahren vgl. Goldrian und Lehne (1999).

Abb. 1
Wendepunkte der Industriekonjunktur



Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Konjunkturtest; Berechnungen des ifo Instituts.

Tab. 1
Wendepunkte der Industriekonjunktur^{a)} und Wendepunktsignale von Dreimal-Regel und MS-Modell

Untere Wendepunkte ^{b)} des Geschäftsklimas	Wendepunktssignal		Untere Wendepunkte ^{c)} der Industrieproduktion	Obere Wendepunkte ^{b)} des Geschäftsklimas	Wendepunktssignal		Obere Wendepunkte ^{c)} der Industrieproduktion
	Dreimal-Regel ^{d)}	MS-Modell ^{d)}			Dreimal-Regel ^{d)}	MS-Modell ^{d)}	
03/1996	09/1996	07/1996	06/1996	12/1997	10/1998	01/1998	03/1998
03/1999	06/1999	06/1999	04/1999	05/2000	01/2001	11/2000	12/2000
11/2001	02/2002	02 2002	01/2002	06/2002	–	08/2002	09/2002
03/2003	08/2003	07/2003	07/2003	01/2004	–	03/2004	04/2004
05/2005	02 2006	07/2005	04/2005	12/2006	10/2007	02/2007	03/2008
03/2009	06/2009	04/2009	06/2009	02/2011	05/2011	07/2011	05/2011
10/2012	01/2013	01/2013	02/2013	–	–	–	–

^{a)} Zyklische Komponente der preis-, saison- und arbeitstäglich bereinigten Industrieproduktion (2010 = 100). – ^{b)} Wendepunkte des saisonbereinigten ifo Geschäftsklimas für die Industrie, Datierung nach dem Bry-Boschan-Verfahren. – ^{c)} Wendepunkte der zyklischen Komponente der Industrieproduktion, Datierung nach dem Bry-Boschan-Verfahren. – ^{d)} Fettgeschriebene Zahlen: Wendepunktsignale gegenüber der Industrieproduktion mit Vorlauf (einschließlich technischem Vorlauf).

Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Konjunkturtest; Berechnungen des ifo Instituts.

Zeitfenster insgesamt 13 Wendepunkte, beginnend mit einem Wendepunkt im April 1996 und endend mit einem Wendepunkt im Februar 2013 (vgl. Abb. 1). Untere Wendepunkte finden sich in den Jahren 1996, 1999, 2002, 2003, 2005, 2009 und 2013, obere Wendepunkte in den Jahren 1998, 2000, 2002, 2004, 2008 und 2011. Die durchschnittliche Dauer eines Zyklus, gemessen an der Zeitspanne zwischen zwei aufeinander folgenden oberen Wendepunkten, beläuft sich auf 31,6 Monate; gemessen an zwei konsekutiven unteren Wendepunkten, auf 33,3 Monate. Eine Aufschwungsphase (Zeitspanne vom unteren Wendepunkt zum darauf folgenden oberen) beträgt im Durchschnitt 19,3 Monate, eine Abschwungsphase (Spanne vom oberen Wendepunkt zum darauf folgenden unteren) 14,0 Monate.

Für die Prognose der Wendepunkte wird zum einen nach der *Dreimal-Regel* verfahren. Nach dieser Regel signalisiert das ifo Geschäftsklima einen konjunkturellen Wendepunkt, wenn es dreimal hintereinander steigt bzw. sinkt. Zum anderen wird das ifo Geschäftsklima mit einem Markov-Switching-Ansatz modelliert.⁴ Das MS-Modell liefert Wendepunktsignale, wenn die Regime-Wahrscheinlichkeit für Auf- bzw. Abschwung die Zwei-Drittel-Marke überschreitet. Bei Wahrscheinlichkeiten zwischen einem Drittel und zwei Dritteln erfolgt keine konjunkturelle Klassifizierung und damit auch kein Wendepunktsignal.⁵ Anzumerken ist, dass MS-Modelle Schätzungen für die sogenannten geglätteten Wahrscheinlichkeiten und die gefilterten Wahrscheinlichkeiten ermöglichen. Diese beiden Wahrscheinlichkeiten unterscheiden

sich in der Informationsmenge, die bei der jeweiligen Schätzung berücksichtigt wird. Für die geglätteten Wahrscheinlichkeiten geht jeweils die gesamte Informationsmenge über den Indikator, d.h. die gesamte Zeitreihe, ein. Somit werden für die Schätzung dieser Wahrscheinlichkeit zu einem bestimmten Zeitpunkt auch die vorhandenen folgenden Zeitreihenwerte verwendet. Dagegen wird bei den gefilterten Wahrscheinlichkeiten nur auf die bis zu einem Zeitpunkt vorliegende Informationsmenge fokussiert. Diese gefilterten Wahrscheinlichkeiten sind unter Echtzeit-Aspekten besonders interessant. Im vorliegenden Aufsatz wird die gefilterte Wahrscheinlichkeit verwendet, da sie – wie die zum Vergleich stehende Dreimal-Regel – nur auf zu einem Schätzzeitpunkt vorliegende Informationen beruht und somit einen fairen Vergleich ermöglicht (vgl. Abberger und Nierhaus 2008, S. 27).

Für die Klassifikation der einlaufenden Wendepunktsignale sind allerdings noch Regeln aufzustellen. Denn unklar ist in diesem Zusammenhang, wie groß das Vorwarnfenster sein sollte. Nur Signale innerhalb des Vorwarnfensters können als zutreffende Wendepunktsignale gewertet werden. Neben fehlenden Signalen (wenn ein Zyklus überhaupt nicht angezeigt wird) und zu vielen Signalen (wenn zusätzliche Zyklen angezeigt werden) kann es auch zu späte oder zu frühe Signale geben. Zwar sollten Frühindikatoren frühzeitig Wendepunkte anzeigen, doch kann es auch zu unplausibel frühen Signalen kommen. Der Zusammenhang zwischen dem tatsächlichen Wendepunkt und dem Signal könnte dann inhaltlich nicht mehr gegeben sein.

Hier wird die Länge der Warnphase für jeden einzelnen Wendepunkt endogen über das Bry-Boschan-Verfahren gesteuert, das nunmehr auf die Zeitreihe des Frühindikators »ifo Geschäftsklima für die Industrie« angewendet wird. Das Geschäftsklima hat im Untersuchungszeitraum ebenfalls exakt 13 Wendepunkte, damit gibt es im Vergleich zum amtlichen Volumenindex keine Extrazyklen. Die durchschnittliche Dauer eines Zyklus, gemessen an der Zeitspanne zwischen zwei

⁴ Für die Schätzung der Regime-Wahrscheinlichkeiten des ifo Geschäftsklimas für die Industrie, die HP-Filterung des Volumenindex der Industrieproduktion sowie die Datierung der Wendepunkte nach Bry-Boschan wurden die Softwaretools Grocer (Version 1.42) und Scilab (Version 5.2.2) benutzt. Grocer kann unter <http://dubois.ensae.net/grocer.html> bezogen werden und ist eine Kontribution zum Programmpaket Scilab (<http://scilab.org>).

⁵ Diese Klassifikation entspricht der Datierungsregel für die ifo Konjunkturampel für die gewerbliche Wirtschaft. Eine hierzu alternative – symmetrische – Klassifikationsregel wäre, von Aufschwung (Abschwung) zu sprechen, wenn die entsprechenden Regime-Wahrscheinlichkeiten größer (kleiner) als 50 % sind (vgl. Abberger und Nierhaus 2008, S. 29).

konsekutiven oberen Wendepunkten, beläuft sich auf 31,6 Monate; gemessen an zwei konsekutiven unteren Wendepunkten, auf 33,2 Monate. Dies entspricht nahezu exakt den Ergebnissen für die Referenzreihe. Dagegen ist die durchschnittliche Aufschwungsphase mit einer Länge von 15,7 Monaten kürzer, die durchschnittliche Abschwungsphasen mit einer Dauer von 17,5 Monaten länger. Die jeweilige Warnphase für einen konjunkturellen Wendepunkt beginnt mit dem über den Datierungsalgorithmus gefundenen Wendepunkt des Geschäftsklimas (vgl. Tab. 1 und Abb. 1) und endet zwei Monate nach dem dazu korrespondierenden Wendepunkt der amtlichen Industrieproduktion, was dem technischen Vorlauf der Indikatorreihe gesondert Rechnung trägt.

Die Dreimal-Regel kann bei insgesamt vier unteren Wendepunkten (Januar 2002, Juli 2003, Juni 2009 und Februar 2013) hinreichend früh Wendepunktesignale liefern, bei dreien davon jedoch nur aufgrund des technischen Vorlaufs des ifo Geschäftsklimas. Die beiden unteren Wendepunkte in den 1990er Jahren (Juni 1996 und April 1999) werden nicht rechtzeitig signalisiert. Dies gilt auch für den unteren Wendepunkt im April 2005, der aufgrund des damaligen kurzzeitigen Nachlaufs der Indikatorreihe schon rein technisch nicht rechtzeitig erkannt werden konnte. Von den insgesamt sechs oberen Wendepunkten der Industriekonjunktur im Untersuchungszeitraum wird genau die Hälfte von der Dreimal-Regel rechtzeitig signalisiert (Dezember 2000, März 2008 und Mai 2011). Ein Wendepunkt (März 1998) wird verspätet erkannt; bei zwei Wendepunkten (September 2002 und April 2004) wird jedoch überhaupt kein Frühsignal gesendet.

Das Markov-Switching-Modell schneidet bereits bei den unteren Wendepunkten der Industriekonjunktur besser ab. Der MS-Ansatz signalisiert rechtzeitig die gleichen Wendepunkte wie die Dreimal-Regel, zusätzlich wird der untere Wendepunkt im Juni 1996 indiziert. Außerdem werden die beiden unteren Wendepunkte im Juli 2003 und im Juni 2009 um ein bzw. zwei Monate früher erkannt. Seine große Stärke spielt der MS-Ansatz aber an den oberen Wendepunkten aus: Hier werden immerhin fünf von sechs Wendepunkten vom MS-Modell frühzeitig und teilweise mit beachtlichem Vorlauf signalisiert, lediglich der obere Wendepunkt im Mai 2011 wird leicht verspätet angezeigt.

Was mögliche Fehlsignale anbetrifft, so schneidet die Dreimal-Regel außergewöhnlich gut ab: Fokussiert man auf die datierten Auf- bzw. Abschwungsphasen der Indikatorreihe ifo Geschäftsklima, so gibt es im gesamten Untersuchungszeitraum keine Fehlsignale. Weder wird in einer Aufschwungsphase von der Dreimal-Regel fälschlicherweise (d.h. vor einem datierten oberen Wendepunkt des ifo Geschäftsklimas) ein möglicher oberer Wendepunkt signalisiert, noch wird in einer Abschwungsphase zu früh ein unterer Wendepunkt erkannt. Das MS-Modell, das bereits auf Basis zweier Monatsergebnisse einen konjunkturellen Wen-

depunkt zu signalisieren vermag, ist allerdings kaum schlechter: Hier kommt es in datierten Aufschwungsphasen des ifo Geschäftsklimas im Untersuchungszeitraum zu einem einzigen falschen Wendepunktsignal (im April 2013), in datierten Abschwungsphasen zu insgesamt vier Fehlsignalen (im Juli 2004, im April 2007, im Februar 2012 sowie im April 2012).

Fazit

Seit vielen Jahren benützen Wirtschaftspraktiker zur Früherkennung von konjunkturellen Wendepunkten die Dreimal-Regel. Dieses traditionelle »Workhorse« der empirischen Konjunkturforschung übersetzt die Bewegungsrichtung eines Konjunkturindicators in Wendepunktsignale. Seit geraumer Zeit gibt es aber auch moderne statistische Ansätze (wie Markov-Switching-Modelle), die nicht nur die Bewegungsrichtung selbst, sondern auch das quantitative Ausmaß der Richtungsänderung ins Kalkül mit einbeziehen. Bei der Dreimal-Regel muss in Konsequenz drei Monate gewartet werden, bis ein Wendepunkt erstmals signalisiert werden kann, ein MS-Modell kann ein Wendepunktsignal, eine entsprechend große Richtungsänderung der Indikatorreihe vorausgesetzt, bereits im Folgemonat senden. Vergleicht man die beiden Verfahren am Beispiel des ifo Geschäftsklimas für das Verarbeitende Gewerbe und fokussiert exemplarisch auf die unteren Wendepunkte der Industriekonjunktur, so schneidet die Dreimal-Regel nicht viel schlechter als ein MS-Modell ab. Immerhin werden von der Dreimal-Regel im Zeitraum 1996 bis 2014 vier von sieben Wendepunkten frühzeitig signalisiert, das MS-Modell indiziert nur einen Wendepunkt mehr. Bei den oberen Wendepunkten hat das MS-Modell dagegen eindeutig die Nase vorn: So werden fünf von sechs Wendepunkten vom MS-Modell rechtzeitig signalisiert, die Dreimal-Regel indiziert dagegen nur drei Wendepunkte frühzeitig; zwei werden sogar gar nicht erkannt. Erkauft wird dieser Informationsvorsprung des MS-Modells durch eine, wenn auch geringe Zahl von Fehlsignalen, die aus der inhärenten Volatilität der Indikatorreihe resultiert. Die Dreimal-Regel, die keinerlei kardinale Informationen der Indikatorreihe verwendet, schneidet hier noch besser ab. Sie ist »konservativer« und signalisiert konjunkturelle Wendepunkte vergleichsweise spät. Aber das bedeutet umso mehr, dass man diese Signale nicht ignorieren sollte. Alles in allem ist die traditionelle Dreimal-Regel, die ohne formalen Aufwand auskommt, ein immer noch bewährter und in Grenzen zuverlässiger »Oldie but Goodie«, heute sind allerdings zur Wendepunktprognose nichtlineare Ansätze wie Markov-Switching-Modelle der Standard.

Literatur

Abberger, K. und W. Nierhaus (2008), »Markov-Switching und ifo Geschäftsklima«, *ifo Schnelldienst* 61(10), 25–30.

Abberger, K. und W. Nierhaus (2009), »Months for Cyclical Dominance und ifo Geschäftsklima«, *ifo Schnelldienst* 62(7), 11–19.

Abberger, K. und W. Nierhaus (2010), »Markov Switching and the Ifo Business Climate: the Ifo Business Cycle Traffic Lights«, *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis* 7(2), 1–13.

Abberger, K. und K. Wohlrabe (2006), »Einige Prognoseeigenschaften des ifo Geschäftsklimas – ein Überblick über die neuere wissenschaftliche Literatur«, *ifo Schnelldienst* 59(22), 19–26.

Artis, M., M. Marcellino und T. Proietti (2003), »Dating the Euro Area Business Cycle«, C.E.P.R. Discussion Paper No 3696.

Bry, G. und C. Boschan (1971), »Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs«, NBER Technical Paper, Nr. 20, Cambridge (Mass.).

Burns, A.F. und W.C. Mitchell (1946), *Measuring Business Cycles*, National Bureau of Economic Research, New York.

Goldrian, G. und B. Lehne (1999), »ASA-II im empirischen Vergleich mit anderen Saisonbereinigungsverfahren«, *ifo Diskussionsbeiträge* 63.

Stekler, H.O. (1991), »Turning point predictions, errors, and forecasting procedures«, in: K. Lahiri und G. Moore (Hrsg.), *Leading Economic Indicators*, Cambridge University Press, Cambridge, 169–181.

Zarnowitz, V. und B. Vaccara (1978), »Forecating with the index of leading indicators«, NBER Working Paper 224.

Preisbereinigtes Bruttoinlandsprodukt: Zur Veröffentlichungspraxis im Gemeinschaftsgutachten

15

Wolfgang Nierhaus

Seit der umfassenden Revision der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen im Frühjahr 2005 und der damit verbundenen Umstellung von der Festpreisbasis auf die Vorjahrespreisbasis präsentiert das Statistische Bundesamt reale Ergebnisse vorrangig in Form von dimensionslosen Kettenindizes. Die Wirtschaftsforschungsinstitute veröffentlichen die realen Prognosewerte in ihren Gemeinschaftsgutachten auf der Basis verketteter Volumenangaben (in Mrd. Euro). Der Einsatz verketteter Volumina wird zurzeit jedoch kritisch hinterfragt (vgl. Leifer und Tennagels 2008). Der vorliegende Beitrag stellt die beiden Konzepte vor und diskutiert das Pro und Kontra.

Der wichtigste Indikator für Konjunktur und Wachstum in einer Volkswirtschaft ist das Bruttoinlandsprodukt (BIP). Das BIP misst den Wert der im Inland entstandenen Waren und Dienstleistungen, soweit diese nicht als Vorleistungen für die Produktion anderer Güter verwendet werden. Für den Nachweis des Wirtschaftswachstums wird normalerweise auf das reale, preisbereinigte BIP abgestellt. Das Statistische Bundesamt (Destatis) und auch die an der Gemeinschaftsdiagnose beteiligten Wirtschaftsforschungsinstitute haben bis zum Frühjahr 2005 die Entwicklung des realen BIP und seiner Komponenten in konstanten Preisen eines festen Basisjahres nachgewiesen (*Festpreisbasis*). Das reale BIP im Berichtsjahr t ergab sich formal als Summe von Gütermengen $q(t)$, die mit den Preisen $p(0)$ eines *festen Basisjahres* 0 bewertet wurden:

$$\text{BIP}(t) = \sum q(t)p(0)$$

Die Güterindizes (i) sind zur Vereinfachung weggelassen, das Summenzeichen ist als Summation über die verschiedenen Güterarten aufzufassen. Je weiter die aktuelle Periode vom Basisjahr entfernt war, desto weniger aussagefähig war die statistisch gemessene Volumenentwicklung, da die Preisstruktur des Basisjahrs immer weniger repräsentativ wurde. Deshalb wurde die Basisperiode (zuletzt: 1995) vom Statistischen Bundesamt in der Regel alle fünf Jahre aktualisiert, um derartigen Verschiebungen in den relativen Preisen angemessen Rechnung tragen zu können.

Seit der umfassenden Revision der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen vom

April 2005 wird das reale, preisbereinigte BIP auf der Grundlage einer jährlich wechselnden Preisbasis (*Vorjahrespreisbasis*) berechnet (also z.B. Ergebnisse für das Jahr 2007 in Preisen von 2006):

$$\text{BIP}(t) = \sum q(t)p(t-1)$$

Die Ergebnisse werden vom Statistischen Bundesamt (2003, 1; vgl. auch Braakmann et al. 2005) als »unverkettete Volumenangaben in Vorjahrespreisen (Mrd. EUR)« bezeichnet.

Die Herleitung durchgängiger Zeitreihenwerte ist bei der neuen Volumenrechnung allerdings aufwendiger als auf herkömmlicher Festpreisbasis, denn die unverketteten Volumenangaben können aufgrund der jährlich wechselnden Preisbasis zeitlich nicht direkt miteinander verglichen werden. Die Lösung des Problems besteht darin, jährliche Messziffern (*Wachstumsfaktoren*) zu bilden und diese zu verketteten. Als Messziffer für die Entwicklung des preisbereinigten Bruttoinlandsprodukts im Jahr t gegenüber dem Vorjahr $t - 1$ dient in Deutschland (und in den anderen EU-Mitgliedstaaten) ein Laspeyres-Index $\Delta\text{BIP}(t, t - 1)$, was eine Deflationierung nach Paasche impliziert (vgl. Nierhaus 2005a). Formal werden dazu die unverketteten Volumenangaben $\sum q(t) p(t - 1)$ des laufenden Jahres in Relation zum nominalen Bruttoinlandsprodukt des Vorjahres $\sum q(t - 1) p(t - 1)$ gesetzt:

$$\Delta\text{BIP}(t, t - 1) = \frac{\sum q(t) p(t - 1)}{\sum q(t - 1) p(t - 1)}$$

Die gesuchte *längerfristige* Repräsentation des realen BIP erhält man durch Verkettung (»Chain-Linking«) der jährlichen Messziffern $\Delta\text{BIP}(t, t - 1)$:

$$\begin{aligned}\Delta\text{BIP}(t, 0) &= \prod_{k=1, \dots, t} \Delta\text{BIP}(k, k-1) \times 100 \\ &= \Delta\text{BIP}(t, t-1) \times \Delta\text{BIP}(t-1, 0)\end{aligned}$$

Der dimensionslose (Ketten-)Index $\Delta\text{BIP}(t, 0)$ vom Laspeyres-Typ zeigt die Veränderung des preisbereinigten BIP im Berichtsjahr t gegenüber dem sog. *Referenzjahr* 0, d.h. es gilt $\Delta\text{BIP}(0, 0) = 100$. Die Wahl des Referenzjahres ändert nichts an den Werten der einzelnen Kettenglieder $\Delta\text{BIP}(t, t-1)$, es dient – anders als das Preisbasisjahr bei der Festpreismethode – lediglich als »Referenzpunkt«. Soll das Referenzjahr auf ein anderes Jahr ζ umbasiert werden, so sind alle Elemente $\Delta\text{BIP}(t, 0)$ der Zeitreihe durch den Stand des Index im neuen Referenzjahr $\Delta\text{BIP}(\zeta, 0)$ zu dividieren und mit 100 zu multiplizieren.

Durch die wechselnde und zeitnahe Preisbasis bei der Volumenmessung wird die Verzerrung der realen Wachstumsraten, die sich beim früheren Festpreisbaskonzept infolge der konstant gehaltenen Preisstruktur ergeben konnte, automatisch ausgeschaltet. Damit ist der im früheren Festpreis-konzept periodisch vorgenommene Wechsel zu einem aktuelleren Preisbasisjahr nicht mehr notwendig. Konzeptionell folgte die neue Methode, die sowohl für die Jahres- als auch für die Quartalsrechnung der VGR eingeführt wurde, den Empfehlungen des revidierten System of National Accounts (SNA 1993) und des Europäischen Systems Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen (ESVG 1995). Der Systemwechsel steht in Zusammenhang mit dem Stabilitäts- und Wachstumspakt von 1997, der bei Verletzung des staatlichen Defizitziels Sanktionsmechanismen sowie Ausnahmeregelungen vorsieht, die vor allem auf die Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts fokussieren.

Das Statistische Bundesamt stellt in seinen Veröffentlichungen für das preisbereinigte BIP vorrangig auf Kettenindizes ab; diese werden grundsätzlich auf zwei Stellen nach dem Komma gerundet publiziert. Die jährlichen Wachstumsraten und die Wachstumsbeiträge (zum realen BIP) werden aus den derart gerundeten Indizes ermittelt (vgl. Statistisches Bundesamt 2005, 1). Spezielle Probleme bereitet auf Vorjahrespreisbasis die Verkettung von Saldengrößen wie Außenbeitrag oder Vorratsinvestitionen, bei denen ein Vorzeichenwechsel möglich ist. Von der amtlichen Statistik wird der preisbereinigte Außenbeitrag deshalb nicht als Kettenindex dargestellt, sondern nur als impliziter Wachstumsbeitrag zum realen BIP. Das Gleiche gilt für die preisbereinigte Entwicklung der Vorratsveränderungen.¹

Die Wirtschaftsforschungsinstitute haben in ihren Gemeinschaftsdiagnosen jedoch eine andere Darstellungsform für

¹ Der implizite Wachstumsbeitrag des Außenbeitrags ergibt sich als Summe der Wachstumsbeiträge von Exporten bzw. Importen; der Wachstumsbeitrag der Vorratsveränderungen folgt aus dem Wachstumsbeitrag der gesamten Bruttoinvestitionen abzüglich des Wachstumsbeitrags der Bruttoanlageinvestitionen (vgl. Nierhaus 2005b; 2007).

das reale BIP gewählt: In der neuen Volumenrechnung können reale Ergebnisse nämlich ebenso gut als *vergleichbare Absolutwerte* ausgedrückt werden (vgl. Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute 2005, 30). Für das BIP erhält man derartige, in Währungseinheiten transformierte Volumenwerte (zum Referenzjahr 0), indem die Werte des Kettenindex $\Delta\text{BIP}(t, 0)$ mit dem nominalen Bruttoinlandsprodukt des Referenzjahres $\sum q(0) p(0)$ multipliziert und dann durch 100 dividiert werden:

$$\text{BIP}(t, 0) = \Delta\text{BIP}(t, 0) \times \sum q(0) p(0) / 100$$

Das Statistische Bundesamt hält transformierte BIP-Angaben für interessierte Datennutzer unter der Bezeichnung »verkettete Volumenangaben (Mrd. EUR)« in Form von Excel-Tabellen auf Anfrage bereit. Die realen Absolutwerte werden dabei vom Amt mit fünf Nachkommastellen ausgewiesen; die Rechengenauigkeit ist aber insgesamt nicht größer, weil die Ergebnisse aus den zuvor mit zwei Nachkommastellen gerundeten Kettenindizes ermittelt wurden. Auch bei verketteten Volumenangaben ist der Wechsel zu einem anderen Referenzjahr ζ ohne weiteres möglich: Hierzu ist der verkettete Volumenwert $\text{BIP}(t, 0)$ im Jahr t lediglich durch den Faktor $\text{BIP}(\zeta, 0)$ zu dividieren und mit $\sum q(\zeta) p(\zeta)$ zu multiplizieren. Dabei bezeichnen $\text{BIP}(\zeta, 0)$ den verketteten Volumenwert im Jahr ζ (zum Referenzjahr 0) und $\sum q(\zeta) p(\zeta)$ das nominale Bruttoinlandsprodukt im Jahr ζ . Verkettete Volumenangaben dürfen allerdings nicht mit den im früheren Festpreissystem üblichen Ergebnissen »in konstanten Preisen eines festen Basisjahres« gleichgesetzt werden; der Ausdruck $\text{BIP}(t, 0)$ wird von allen Mengen- und Preisbewegungen im Zeitraum 0 bis t beeinflusst. Diese fehlende Anschaulichkeit gilt freilich auch für den vom Statistischen Bundesamt vorrangig ausgewiesenen Kettenindex, der, anders als ein üblicher Laspeyres-Mengenindex, weder als Ausgabenverhältnis noch als gewogenes arithmetisches Mittel von Mengenzahlen aufzufassen ist.²

Beide Repräsentationen des preisbereinigten BIP haben naturgemäß identische Wachstumsraten, weil verkettete Volumenwerte nichts anderes sind als auf ein bestimmtes Referenzjahr skalierte Kettenindexwerte. Vorteilhaft bei der Verwendung verketteter Volumenwerte anstelle von Kettenindizes ist, dass die *Größenordnung* realer Größen weiterhin dargestellt werden kann, was dem Nutzer hilft, die relative Bedeutung der Volumenaggregate zu erkennen. Hinzu kommen nicht unbeträchtliche *rechentechnische Erleichterungen*, z.B. bei der Ermittlung impliziter VGR-Preisindizes (*Deflatoren*). So ergibt sich der BIP-Deflator bei der Verwendung verketteter Volumenangaben wie im früheren Festpreissystem als Quotient aus dem nominalen bzw. realen BIP. Wählt man hingegen die Kettenindexdar-

² Zu einer umfassenden Kritik von Kettenindizes in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen siehe von der Lippe (1999; 2000).

stellung, so müssen die nominalen BIP-Ergebnisse zuvor in Messzahlen (Referenzjahr = 100) transformiert werden. Ähnliches gilt für die Veränderungsraten von Beziehungszahlen, die aus dem realen Bruttoinlandsprodukt abgeleitet werden (z.B. Lohnstückkosten; Arbeitsproduktivität). In der amtlichen Vierteljahresrechnung findet sich beispielsweise bei den *Lohnstückkosten nach dem Personenkonzept* die Rechenvorschrift »Lohnkosten (je Arbeitnehmer, umgerechnet auf Messzahlen 2000 = 100) in Relation zur Arbeitsproduktivität je Erwerbstätigen«. Letztere folgt aus dem »Bruttoinlandsprodukt (preisbereinigt, Kettenindex 2000 = 100) je Erwerbstätigen (umgerechnet auf Messzah-

len 2000 = 100)«. Alles in allem sind zur Berechnung der Lohnstückkosten, die von Destatis als *Index* (zur Basis 2000) ausgewiesen werden, sieben Zahlen miteinander zu verknüpfen. Auf der Basis verketteter Volumenwerte kann man die Lohnstückkosten als *Niveaugröße* nach der Formel »Lohnkosten je Arbeitnehmer in Relation zum realen Bruttoinlandsprodukt je Erwerbstätigen« berechnen; die Zahl der Rechengrößen reduziert sich bei diesem Ansatz – sofern der verkettete BIP-Volumenwert direkt aus den Destatis-Zusatztabellen entnommen wurde – auf vier. Für die Ermittlung von Wachstumsraten ist es aber ohne Belang, ob Niveauewerte oder Indizes zueinander in Bezie-

Modellrechnung

Vorjahrespreisbasis und »Nichtadditivität«									
	Konsumgut 1		Konsumgut 2		Investitionsgut 1		Investitionsgut 2		Bruttoinlandsprodukt in jeweiligen Preisen
	Mengen	Preise	Mengen	Preise	Mengen	Preise	Mengen	Preise	
2000	300,00	6,00	200,00	4,00	100,00	6,00	50,00	4,00	3400,00
2001	310,00	6,10	195,00	4,30	104,00	5,90	60,00	3,60	3559,10
2002	320,00	6,20	190,00	4,60	108,00	5,80	70,00	3,20	3708,40
2003	330,00	6,30	185,00	4,90	113,00	5,70	85,00	2,80	3867,60
2004	340,00	6,40	180,00	5,30	118,00	5,60	100,00	2,50	4040,80

Referenzjahr 2000									
Periode	Konsumausgaben			Investitionsausgaben			Bruttoinlandsprodukt		Residuum ¹⁾
	in jeweiligen Preisen	Verketteter Laspeyres-Index (2000 = 100)	Verkettete Volumina (Referenzjahr 2000)	in jeweiligen Preisen	Verketteter Laspeyres-Index (2000 = 100)	Verkettete Volumina (Referenzjahr 2000)	Verketteter Laspeyres-Index (2000 = 100)	Verkettete Volumina (Referenzjahr 2000)	in % des realen BIP
2000	2600,00	100,00	2600,00	800,00	100,00	800,00	100,00	3400,00	0,00 0,0
2001	2729,50	101,54	2640,00	829,60	108,00	864,00	103,06	3504,00	0,00 0,0
2002	2858,00	103,01	2678,20	850,40	115,76	926,07	105,93	3601,57	-2,71 -0,1
2003	2985,50	104,41	2714,75	882,10	126,24	1009,92	109,24	3714,22	-10,45 -0,3
2004	3130,00	105,76	2749,76	910,80	136,33	1090,64	112,32	3818,90	-21,50 -0,6

Referenzjahr 2003									
Periode	Konsumausgaben			Investitionsausgaben			Bruttoinlandsprodukt		Residuum ¹⁾
	in jeweiligen Preisen	Verketteter Laspeyres-Index (2003 = 100)	Verkettete Volumina (Referenzjahr 2003)	in jeweiligen Preisen	Verketteter Laspeyres-Index (2003 = 100)	Verkettete Volumina (Referenzjahr 2003)	Verketteter Laspeyres-Index (2003 = 100)	Verkettete Volumina (Referenzjahr 2003)	in % des realen BIP
2000	2600,00	95,77	2859,30	800,00	79,21	698,75	91,54	3540,40	-17,65 -0,5
2001	2729,50	97,25	2903,29	829,60	85,55	754,65	94,34	3648,69	-9,24 -0,3
2002	2858,00	98,65	2945,31	850,40	91,70	808,86	96,97	3750,29	-3,88 -0,1
2003	2985,50	100,00	2985,50	882,10	100,00	882,10	100,00	3867,60	0,00 0,0
2004	3130,00	101,29	3024,00	910,80	107,99	952,60	102,82	3976,60	0,00 0,0

¹⁾ Differenz zwischen dem realen Bruttoinlandsprodukt und der Summe aus realen Konsum- und Investitionsgütern (jeweils verkettete Volumina).

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Auf Vorjahrespreisbasis sind verkettete Absolutwerte nicht additiv, d.h eine Summe von verketteten Teilaggregaten weicht im Allgemeinen vom Wert des verketteten Gesamtaggregats ab. Mit Ausnahme der verketteten Ergebnisse für das Referenzjahr und das jeweils darauf folgende Jahr entstehen Verkettungsdifferenzen (Residuen). In der Modellrechnung setzt sich das Bruttoinlandsprodukt vereinfacht aus den Ausgaben für zwei Gütergruppen (Konsumgüter und Investitionsgüter) zusammen. Jede Gütergruppe besteht wiederum aus zwei Gütern (Konsumgut 1 und Konsumgut 2 bzw. Investitionsgut 1 und Investitionsgut 2). Der Nachweis der realen Größen (Kettenindizes, verkettete Volumina) erfolgt in der Modellrechnung zunächst auf Basis des Referenzjahres 2000, danach auf Basis des Jahres 2003.

Berechnet *zum Referenzjahr 2000* ergibt z.B. die Summe der verketteten Konsum- bzw. Investitionsausgaben im Jahr 2003 einen Wert von 3724,67 (= 2714,75 + 1009,92), während sich das Ergebnis für das verkettete BIP auf 3714,22 beläuft. Die Verkettungsdifferenz (Residuum) beträgt – 10,45 oder – 0,3% des realen BIP. Im Jahr 2004 beträgt die Verkettungsdifferenz – 21,50 bzw. – 6% des realen BIP, was zeigt, dass die Residuen mit wachsender Distanz zum Referenzjahr dem Betrag nach zunehmen. Durch den Wechsel des Referenzjahrs kann die Additivität für einen anderen Zeitabschnitt hergestellt werden. Wird z.B. auf das *Referenzjahr 2003* umgestellt, so beläuft sich in diesem Jahr die Summe der verketteten Konsum- bzw. Investitionsausgaben auf 3867,60 (= 2985,50 + 882,10), was exakt dem verketteten realen BIP entspricht. Auch im Jahr 2004 addieren sich die verketteten Teilvolumina zum realen BIP, da sie den (additiven) unverketteten Volumenangaben in Vorjahrespreisen gleichen. Allerdings sind die verketteten Volumina in den Jahren 2000 und 2001 jetzt nicht mehr additiv. Diese Zusammenhänge werden bei der Darstellung in Form von Kettenindizes verdeckt, sie werden erst bei einem Ergebnisausweis in Form verketteter Volumenangaben deutlich.

hung gesetzt werden; aus beiden Reihen folgen numerisch gleiche Ergebnisse.

Schließlich manifestiert sich die *Nichtadditivität* realer Ergebnisse, eine zentrale Eigenschaft der neuen Methodik, überhaupt erst in Form vergleichbarer Absolutwerte. Verkettete Volumina von Teilaggregaten lassen sich mit Ausnahme der Ergebnisse für das Referenzjahr und das darauf folgende Jahr nicht zum verketteten Volumenwert des Gesamtaggregats aufaddieren.³ So ergibt die Summe der verketteten Wertschöpfungskomponenten nicht den verketteten Volumenwert des BIP (das Gleiche gilt für regionale Aggregate innerhalb Deutschlands oder für Länderaggregate innerhalb Europas). Es entstehen Verkettungsdifferenzen (Residuen), die mit zunehmender Rechartiefe und mit wachsendem Abstand vom Referenzjahr in der Regel dem Betrag nach größer werden (vgl. Modellrechnung). Aus diesem Grund müssen für die Ermittlung von nicht explizit veröffentlichten Positionen, rechnerischen Wachstumsbeiträgen und realen Volumenanteilen am Bruttoinlandsprodukt (BIP-Quoten) neue Algorithmen gefunden werden (vgl. Tödter 2005; 2006). Für die automatisierte Aggregation sowie für die Berechnung von Wachstumsbeiträgen hat die Deutsche Bundesbank sogar ein Excel-Makro (KIX) entwickelt.⁴ Bereits im Vorfeld der VGR-Revision 2005 konstatierte die amtliche Statistik: »Bei den Kettenindizes selbst ist dieses Problem natürlich nicht direkt erkennbar, es wird aber offensichtlich, wenn man die verketteten Absolutwerte (bezogen auf ein Referenzjahr) betrachtet.« (Statistisches Bundesamt 2003, 6).

Die wirtschaftswissenschaftlichen Forschungsinstitute haben aus all diesen Gründen der Darstellung realer Ergebnisse anhand von vergleichbaren Absolutwerten (in Mrd. Euro) anstelle von dimensionslosen Kettenindizes in ihren Frühjahrs- und Herbstgutachten den Vorzug gegeben. Keinesfalls soll damit der fundamentale Paradigmenwechsel in den deutschen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen überspielt und die Kluft zwischen altem und neuem Verfahren kaschiert werden (vgl. Leifer und Tennagels 2008, 206 f.). Im Gegenteil: Durch den expliziten Nachweis verketteter Volumenwerte wird eine zentrale Eigenschaft der neuen Methodik, nämlich die Nichtadditivität realer Ergebnisse, für den Leser überhaupt erst sichtbar. Mit der vorrangigen Darstellung von preisbereinigten Ergebnissen in Form von verketteten Messzahlen, daraus abgeleiteten Veränderungsraten und Wachstumsbeiträgen wird diese Problematik in den Standardveröffentlichungen der deutschen VGR eher verdeckt. Die Gefahr, dass die Veröffentlichung von verketteten Volumenangaben bei den Lesern der Gemeinschafts-

gutachten zu Interpretationsproblemen bis hin zur Verwechslung mit den früher gebräuchlichen Festpreisangaben führen könnte, erachten die Institute als vergleichsweise gering, zumal sie diesen Systemwechsel in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen frühzeitig und detailliert beschrieben haben (vgl. Nierhaus 2004a; 2004b; 2005c; Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute 2005, 30). Last but not least: Durch geeigneten Wechsel des Referenzjahrs kann die Additivität für ein beliebig anderes Referenzjahr sowie das darauf folgende Jahr hergestellt werden, was in diesem Zeitfenster eine nutzerseitige Berechnung von nicht explizit vom Amt ausgewiesenen Aggregaten (wie BIP ohne Bauinvestitionen) durch einfache Addition bzw. Subtraktion von Volumina wie im bisherigen Festpreiskonzept ermöglicht.

Literatur

- Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute (2005), »Die Lage der Weltwirtschaft und der deutschen Wirtschaft im Herbst 2005«, *ifo Schnelldienst* 58(20), Sonderausgabe.
- Braakmann et al. (2005), Revision der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen 2005 für den Zeitraum 1991 bis 2004, *Wirtschaft und Statistik* (5), 425–462.
- Leifer, H.-A. und P. Tennagels (2008), »Preisbereinigtes Bruttoinlandsprodukt: Publikationspraxis im In- und Ausland«, *Wirtschaftsdienst* (3), 203–207.
- Nierhaus, W. (2004a), »Wirtschaftswachstum in den VGR: Zur Einführung der Vorjahrespreisbasis in der deutschen Statistik«, *ifo Schnelldienst* 57(5), 28–34.
- Nierhaus, W. (2004b), »Zur Einführung der Vorjahrespreisbasis in der deutschen Statistik – Besonderheiten der Quartalsrechnung«, *ifo Schnelldienst* 57(15), 14–21.
- Nierhaus, W. (2005a), »Vorjahrespreisbasis und Chain-Linking in den neuen VGR: Das wichtigste der neuen Volumenrechnung«, *ifo Schnelldienst* 58(15), 29–35.
- Nierhaus, W. (2005b), »Vorjahrespreisbasis: Rechenregeln für die Aggregation«, *ifo Schnelldienst* 58(22), 12–16.
- Nierhaus, W. (2005c), »Zur Einführung der Vorjahrespreisbasis in der deutschen Statistik – Konsequenzen für die Konjunkturanalyse«, *ifo Schnelldienst* 58(5), 19–27.
- Nierhaus, W. (2007), »Vorjahrespreisbasis: Aggregation und Verkettungsdifferenz«, *ifo Schnelldienst* 60(6), 29–33.
- Statistisches Bundesamt, Fachausschuss VGR zur Revision 2005 (2003), TOP 2.1.1, *Einführung der Vorjahrespreisbasis*, Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2005), »Revision der deutschen VGR 2005«, Informationsmaterialien zur Pressekonferenz am 24. Mai 2005 in Frankfurt am Main.
- Tödter, K.-H. (2005), »Umstellung der deutschen VGR auf Vorjahrespreisbasis; Konzept und Konsequenzen für die aktuelle Wirtschaftsanalyse sowie die ökonomische Modellierung«, *Deutsche Bundesbank, Reihe 1: Volkswirtschaftliche Studien* Nr. 31, Frankfurt am Main.
- Tödter, K.-H. (2006), »Volumenanteile und Wachstumsbeiträge bei der Vorjahrespreismethode mit Verkettung«, *Allgemeines Statistisches Archiv* 90(3), 457–464.
- von der Lippe, P. (1999), »Kritik internationaler Empfehlungen zur Indexformel für Preisindizes in der amtlichen Statistik«, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 218(3 + 4), 385–414.
- von der Lippe, P. (2000), »Der Unsinn von Kettenindizes«, *Allgemeines Statistisches Archiv* 84, 67–82.

³ Im Referenzjahr 0 gleicht der verkettete Volumenwert BIP(0, 0) dem nominalen Bruttoinlandsprodukt $\sum Q(0) P(0)$; für das darauf folgende Jahr entspricht der verkettete Volumenwert BIP(1, 0) dem unverketteten Volumenwert $\sum Q(1) P(0)$.

⁴ Das Makro kann von der Deutschen Bundesbank auf Anfrage zur Verfügung gestellt sowie unter Akzeptanz und Einhaltung der maßgeblichen Überlassungsbedingungen genutzt werden.

Wirtschaftswachstum in den VGR: Vorjahrespreisbasis Revisited

Das Statistische Bundesamt hat im April 2005 die Berechnung des realen Bruttoinlandsprodukts (BIP) für die Bundesrepublik Deutschland von der Festpreisbasis auf die Vorjahrespreisbasis umgestellt (vgl. Leifer 2009; Quaas 2009a; Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung 2005, Anhang, S. 21* ff.; Tödter 2005; Nierhaus 2004a). Seit Februar 2006 wird vom Arbeitskreis »Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder« auf regionaler Ebene dieses Konzept ebenfalls angewendet. Der vorliegende Beitrag diskutiert die wichtigsten Eigenschaften der aktuellen Volumenrechnung.

Von der Festpreisbasis ...

Der wichtigste Indikator für die wirtschaftliche Leistungsfähigkeit einer Volkswirtschaft ist das *Bruttoinlandsprodukt* (BIP). Das BIP misst die im *Inland* entstandene Produktion in laufenden Preisen der jeweiligen Berichtsperiode. Von der *Entstehungsseite* entspricht es dem Geldwert aller im Inland produzierten Waren und Dienstleistungen nach Abzug des Wertes der im Produktionsprozess als Vorleistungen verbrauchten Güter. Berechnet man das BIP von der *Verwendungsseite*, so entspricht es dem Summenwert der Nachfragekomponenten (privater Konsum + öffentlicher Konsum + Bruttoinvestitionen + Exporte – Importe). Für den Nachweis des Wirtschaftswachstums wird normalerweise auf das *reale*, d.h. preisbereinigte BIP abgestellt. Das Statistische Bundesamt (Destatis) hat die Entwicklung des realen BIP bis zum Jahr 2005 in konstanten Preisen eines festen Basisjahres nachgewiesen (*Festpreisbasis*). Das reale BIP im Berichtsjahr t ergab sich in diesem System als Summe von Gütermengen $q(t)$, die mit den Preisen $p(0)$ eines *festen Basisjahres* 0 bewertet wurden:

$$\text{BIP}(t) = \sum q(t)p(0)$$

Das Summenzeichen ist als Summation über die verschiedenen Güterarten i aufzufassen, die Güterindizes (i) wurden zur Vereinfachung weggelassen. Mit Aggregaten in konstanten Preisen eines Basisjahres konnte gerechnet werden wie mit Wertgrößen in jeweiligen Preisen; die Bildung von realen Summen oder Differenzausdrücken war auf jeder Aggregationsstufe und in jeder räumlichen Gliederung (Länder/Bund/EU) möglich. Auch die Beiträge der Verwendungskomponenten zur Veränderung des realen BIP (Wachstums-

beiträge) waren rechentechnisch leicht zu ermitteln.¹

Nachteilig an der Volumenmessung auf Festpreismethode war, dass die Interpretation realer Größen mit wachsendem zeitlichem Abstand vom Basisjahr bei Änderungen der Preisstrukturen problematisch zu werden drohte. Im Falle negativ korrelierter Preis- und Mengenbewegungen konnte zudem die Wachstumsrate des realen BIP überzeichnet sein (*Substitution Bias*). Maßgeblich hierfür ist, dass Güter, deren Preise unterdurchschnittlich steigen oder sinken, stärker nachgefragt werden. Bei einer Aktualisierung der Preisbasis erhalten derartige Güter aufgrund des niedrigeren Preisniveaus ein geringeres Gewicht, was dazu führt, dass die Wachstumsrate des Gesamtaggregats im Vergleich zum alten Rechenstand kleiner wird. Das Problem wurde in den deutschen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) z.B. bei EDV-Ausrüstungen virulent; vom Ausmaß her noch verstärkt durch die Einführung hedonischer, regressionsanalytischer Techniken bei der Ermittlung qualitätsbedingter Preisänderungen. Die verbesserte Erfassung qualitätsbedingter Preisänderungen führt in den VGR c.p. zu einer dynamischeren Entwicklung der Volumenkomponenten.² Aus all diesen Gründen hat das Statistische Bundesamt das Basisjahr im Festpreissystem alle fünf Jahre aktualisiert.

¹ Auf die Probleme, die sich daraus ergeben, dass das BIP von der Entstehungsseite wie von der Verwendungsseite als Saldogröße definiert ist, die keine eigene Gütermengenstruktur besitzt, wird hier nicht näher eingegangen.

² In den VGR werden Qualitätsänderungen generell den Volumenkomponenten zugerechnet. Sie beeinflussen von daher den Nachweis der Veränderung des preisbereinigten BIP (vgl. Mayer 2001, 1034).

Nachträgliche Revisionen der realen Entwicklung des BIP und seiner Komponenten lassen sich durch eine zeitnahe Volumenrechnung vermeiden. Deshalb empfehlen das 1993 revidierte System of National Accounts (SNA) und das Europäische System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen (ESVG 1995), zur Messung *kurzfristiger* Änderungen des realen BIP (und seines Preisniveaus) möglichst *aufeinander folgende* Zeitabschnitte zu verwenden. Die *längerfristige* Änderung sollte durch *Verkettung* (d.h. Multiplikation) der jährlichen Volumen- und Preisänderungen berechnet werden (vgl. System of National Accounts 1993, 387). Der Systemwechsel in der Volumenmessung steht in Zusammenhang mit dem Stabilitäts- und Wachstumspakt von 1997, der bei Verletzung des staatlichen Defizitziels Ausnahmeregelungen vorsieht, die vor allem auf die Veränderung des realen Bruttoinlandsprodukts abstellen. Damit wurden EU-einheitliche Grundsätze für die Preis- und Volumenmessung im Rahmen der VGR notwendig.

... zur Vorjahrespreisbasis

Seit der Revision der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen 2005 wird das reale BIP vom Statistischen Bundesamt auf Grundlage einer jährlich wechselnden Preisbasis (*Vorjahrespreisbasis*) berechnet (also z.B. reale Ergebnisse für das Jahr 2012 in Preisen von 2011):

$$\text{BIP}(t) = \sum q(t)p(t-1)$$

Die Ergebnisse werden als »unverkettete Volumenangaben in Vorjahrespreisen« bezeichnet. Unverkettete Volumenangaben können jedoch aufgrund der wechselnden Preisbasis nicht zeitlich miteinander verglichen werden. Zur Herleitung einer durchgängigen BIP-Zeitreihe müssen Messziffern gebildet werden, die in einem zweiten Rechenschritt miteinander zu verketteten sind. Formal werden die unverketteten Volumenangaben $\sum q(t)p(t-1)$ in Relation zum nominalen BIP $\sum q(t-1)p(t-1)$ des Vorjahres gesetzt, was einem Laspeyres-Mengenindex $\text{LM}(t, t-1)$ mit dem Jahr $t-1$ als Basis entspricht:

$$\text{LM}(t, t-1) = \sum q(t)p(t-1) / \sum q(t-1)p(t-1)$$

Durch die Verkettung (*Chain-Linking*) der jährlichen Volumenänderungen $\text{LM}(t, t-1)$ erhält man mit dem Kettenindex $\text{KLM}(t, 0)$ eine vergleichbare Zeitreihe des preisbereinigten BIP für das Zeitintervall $[0, t]$:

$$\begin{aligned} \text{KLM}(t, 0) &= \prod_{k=1, \dots, t} \text{LM}(k, k-1) \times 100 \\ &= \text{LM}(t, t-1) \times \text{KLM}(t-1, 0) \end{aligned}$$

Der Kettenindex $\text{KLM}(t, 0)$ zeigt die kumulierte Veränderung des realen BIP im Berichtsjahr t gegenüber dem sog. *Referenzjahr* 0, für das $\text{KLM}(0, 0) = 100$ gilt. Die Wahl des Re-

ferenzjahrs (derzeit das Jahr 2005) ändert naturgemäß nichts an den numerischen Werten der einzelnen Kettenglieder $\text{LM}(t, t-1)$, es dient – anders als das Preisbasisjahr bei der Festpreismethode – lediglich als »Referenzpunkt«. Soll das Referenzjahr auf ein anderes Jahr ζ umbasiert werden, so müssen lediglich alle Elemente $\text{KLM}(t, 0)$ der Zeitreihe durch den Stand des Index im Referenzjahr $\text{KLM}(\zeta, 0)$ dividiert werden.

Äquivalent können reale Ergebnisse in vergleichbaren *Absolutwerten* ausgedrückt werden. Hierzu müssen die Indexwerte $\text{KLM}(t, 0)$ mit dem nominalen BIP $\sum q(0)p(0)$ des Referenzjahres multipliziert und durch 100 dividiert werden. Beide Repräsentationen des realen BIP haben naturgemäß identische Wachstumsraten, weil verkettete Volumenwerte nichts anderes sind als auf ein bestimmtes Referenzjahr skalierte Kettenindexwerte. In Währungseinheiten transformierte verkettete Volumenwerte haben gegenüber der Indexdarstellung den Vorteil, dass die relative Bedeutung realer Aggregate – zumindest in zeitlicher Nähe zum Referenzjahr – approximativ sichtbar bleibt. Hinzu kommen nicht unbeträchtliche rechentechnische Erleichterungen, z.B. bei der Berechnung von impliziten VGR-Preisindizes. So ergibt sich der BIP-Deflator bei der Verwendung verketteter Volumenwerte wie im früheren Festpreissystem als Quotient aus dem nominalen bzw. realen BIP. Wählt man hingegen die Kettenindexdarstellung, so müssen die nominalen BIP-Ergebnisse vorab in Messzahlen (Referenzjahr = 100) transformiert werden. Ähnliches gilt für die Veränderungsrate von Beziehungszahlen, die aus dem realen Bruttoinlandsprodukt abgeleitet werden (z.B. Lohnstückkosten, Arbeitsproduktivität). Nicht zuletzt aus diesem Grund haben z.B. das ifo Institut und auch die Gemeinschaftsdiagnose der Wirtschaftsforschungsinstitute dieser Darstellungsform den Vorzug.³

Durch die wechselnde und zeitnahe Preisbasis wird eine Verzerrung von realen Wachstumsraten, die sich beim Festpreisbaskonzept aufgrund der festen Preisstruktur ergeben konnte, vermieden (vgl. Modellrechnung 1). Die früher turnusmäßige Aktualisierung des Preisbasisjahres und die damit verbundene Gefahr einer veränderten realen Entwicklungshistorie entfallen.

Für die Konstruktion *vierteljährlicher* BIP-Ergebnisse auf Vorjahrespreisbasis gibt es in den internationalen VGR mehrere konkurrierende Methoden. Zu nennen sind das *Annual-Overlap-Verfahren*, der *Quarterly-Overlap-Ansatz* und die *Over-the-Year-Methode*. Beim Annual-Overlap-Verfahren (AO-Verfahren), das das Statistische Bundesamt für die deutsche Vierteljahresrechnung verwendet, werden die unverketteten Volumina $\sum q(T)p(t-1)$ eines Berichts-

³ Vgl. Nierhaus (2008) sowie Landefeld, Moulton und Vojtech (2003), zur Kritik an der Verwendung verketteter Volumenwerte vgl. Leifer und Tennagels (2008) sowie Leifer (2009).

**Kasten 1
Modellrechnung 1**

Modellrechnung 1 zeigt die Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts (BIP) bei alternativen Volumenrechnungen (vgl. Nierhaus 2006, 14). Zugrunde gelegt wird eine geschlossene Volkswirtschaft; das nominale BIP ergibt sich aus den Ausgaben für Konsumgüter und für Investitionsgüter. In der Modellrechnung ändert sich die Preisstruktur dahingehend, dass sich die Preise für Konsumgüter von Periode zu Periode erhöhen, während die Preise für Investitionsgüter sinken.

Wird das reale BIP nach der *Festpreismethode* berechnet, so steigt die Produktion – bei konstant gehaltenen Preisen des Jahres 2005 – im Zeitraum 2005 bis 2009 um 16,0%. Wird die Preisbasis auf das Jahr 2008 aktualisiert, so nimmt das reale BIP im gleichen Zeitraum nur noch um 13,6% zu; die Wachstumsraten sind in jedem Jahr niedriger als zum Basisjahr 2005. Maßgeblich hierfür ist, dass die Investitionsgütermengen mit den niedrigeren Preisen des Jahres 2008 bewertet werden, was ihr Indexgewicht von zuvor 25,0 auf 17,6% reduziert. Offensichtlich hängt die Veränderungsrate des realen BIP bei der Festpreismethode von der Wahl des Basisjahres ab.

Bei einer Volumenrechnung auf *Vorjahrespreisbasis* werden die jährlichen Wachstumsraten durch eine Umbasierung des Referenzjahrs nicht verändert. Die Veränderungsrate des realen BIP für das Jahr 2006 stimmt mit dem Ergebnis nach der Festpreismethode (in Preisen des Jahres 2005) überein, während die Wachstumsrate für 2009 dem Festpreisergebnis gleicht, das auf Preisbasis 2008 berechnet wurde.

**Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts
Festpreisbasis versus Vorjahrespreisbasis**

	Konsumgüter		Investitionsgüter		BIP in jeweiligen Preisen	Reales BIP			
	Mengen	Preise	Mengen	Preise		Festpreisbasis		Vorjahrespreisbasis	
						Preisbasis 2005 = 100	Preisbasis 2008 = 100	Referenzjahr 2005 = 100	Referenzjahr 2008 = 100
						Veränderung in % gegenüber dem Vorjahr			
2005	100,0	6,0	50,0	4,0	800,0	–	–	–	–
2006	102,0	6,1	55,0	3,5	814,7	4,0	3,4	4,0	4,0
2007	104,0	6,2	60,0	3,1	830,8	3,8	3,3	3,6	3,6
2008	106,0	6,3	65,0	2,7	843,3	3,7	3,2	3,4	3,4
2009	108,0	6,4	70,0	2,3	852,2	3,6	3,1	3,1	3,1
2005–2009 ^{a)}	8,0	6,7	40,0	– 42,5	6,5	16,0	13,6	14,9	14,9

^{a)} Veränderung im Zeitraum 2005 bis 2009 in %.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

quartals T (T = 1, ..., 4) zum nominalen Durchschnittswert des Vorjahres $\sum q(t-1)p(t-1)/4$ in Beziehung gesetzt.⁴ Die kurzfristige BIP-Entwicklung wird demnach durch einen vierteljährlichen Laspeyres-Mengenindex $LM(T|t, t-1)$ gemessen, bei dem nunmehr das Durchschnittsergebnis aus dem Vorjahr t – 1 die Basis bildet:

$$LM(T|t, t-1) = \sum q(T|t)p(t-1) / [\sum q(t-1)p(t-1)/4]$$

Durch Multiplikation mit den jeweils um ein Jahr verzögerten Kettenindexwerten $KLM(t-1, 0)$ ergibt sich ein fortlaufender Kettenindex $KLM(T|t, 0)$, der die kumulierte Entwicklung des vierteljährlichen realen BIP gegenüber dem Referenzjahr 0 zeigt:

$$KLM(T|t, 0) = LM(T|t, t-1) \times KLM(t-1, 0)$$

Vierteljährliche verkettete Volumenwerte in Milliarden Euro erhält man, indem man den vierteljährlichen Index $KLM(T|t, 0)$ mit dem Durchschnittswert in jeweiligen Preisen aus dem Referenzjahr multipliziert und durch 100 dividiert.

Besonders vorteilhaft ist beim AO-Verfahren, dass die Jahresdurchschnittswerte bzw. die Jahressummen von Quartalergebnissen den gesondert berechneten Jahresergebnissen entsprechen, so dass konzeptionell keine zusätzlichen Benchmark-Techniken zum Abgleich der vierteljährlichen Ergebnisse mit dem jährlichen Rechenwerk erforderlich sind (*zeitliche Konsistenz*).

⁴ Alternativ können die Volumina eines Berichtsquartals zum nominalen Ergebnis des vierten Vorjahresquartals in Relation gesetzt werden (Quarterly-Overlap) oder zu den nominalen Ergebnissen des entsprechenden Vorjahresquartals (Year-over-Year). Zu den Einzelheiten vgl. etwa Nierhaus (2004b).

Statistische Eigenschaften

Mit der VGR-Revision 2005 wurde die längerfristige Volumenmessung in den deutschen VGR auf Kettenindizes um-

gestellt. Die Verknüpfung mit dem Basiszeitraum erfolgt seit-her nicht mehr direkt, d.h. nur unter Verwendung von Da-ten des Basisperiode 0 und dem Berichtsperiode t, sondern indirekt, d.h. durch Verkettung von Daten aus Teilperioden des Zeitintervalls 0 bis t. Konkret erfolgt die Volumenmes-sung mit (Ketten-)Indizes vom *Laspeyres*-Typ, was eine Preis-messung mit (Ketten-)Indizes vom *Paasche*-Typ impliziert (vgl. Nierhaus 2006a; 2006b). Das SNA 93 empfiehlt aller-dings vorrangig *Fisher*-Indizes für die Preis- und Volumen-messung. Auch dem ESVG 1995 ist eine Präferenz für die Fisher-Formel zu entnehmen. Indizes nach der Fisher-Formel (geometrisches Mittel aus einem Laspeyres- und einem Paasche-Index) erfüllen z.B. den *Faktorkehrbar-test* (nach diesem Kriterium können Wertsteigerungen – gemessen an einem Index der nominalen Umsätze – in das Pro-dukt einer nach der gleichen Indexformel berechneten Preis- und Mengenkomponekte zerlegt werden). Die Verwendung von Mengenindizes nach der Laspeyres-Formel anstelle von Fisher bringt in der Praxis allerdings nicht unbeträchtliche rechentechnische Erleichterungen mit sich; auch sind die Datenanforderungen für die Statistischen Ämter geringer (vgl. Bloem, Dippelsman und Mæhle 2001, 157 f.).

Verkettete Mengenindizes sind aufgrund ihres komplexe-ren Aufbaus einer ökonomischen Interpretation nicht zu-gänglich; sie können – anders als direkte Mengenindizes – weder als Ausgabenverhältnis noch als Mittelwert von Mess-zahlen aufgefasst werden. Zudem sind Kettenindizes pfad-abhängig, d.h. der Zwei-Perioden-Vergleich (von 0 und t) wird von den Volumen- und Preisbewegungen in den da-zwischen liegenden Jahren mitbestimmt. Volumenindizes können trotz gleicher Mengen und Preise in den Perioden 0 und t in Abhängigkeit von dem konkreten Pfad im Zeitin-tervall zwischen 0 und t gestiegen oder gesunken sein (*Drift*). Bei zyklischen Preis- und Volumenbewegungen (hier wie-derholt sich der Indexverlauf im Rechenzeitraum in einem festen Rhythmus) kann der Kettenindex des realen BIP dem Wert nach sogar ständig zu- bzw. abnehmen (vgl. von der Lippe 2000; 1999). Bei der Jahresrechnung spielen Driftphä-nomene normalerweise keine größere Rolle; erst bei der ver-gleichsweise volatileren Quartalsbetrachtung können im Zu-sammenhang mit saisonal bedingten größeren Preis- und Volumenschwankungen spürbare Driftprobleme entstehen. Nicht zuletzt deshalb wird im SNA davon abgeraten, Indi-zes häufiger als jährlich zu verketteten.

Verkettete Volumenangaben dürfen nicht mit den im frühe-ren Festpreissystem üblichen Ergebnissen »in konstanten Preisen eines festen Basisjahres« gleichgesetzt werden; sie werden von allen Mengen- und Preisbewegungen zwischen dem Referenz- und dem Berichtsjahr beeinflusst. Zudem sind verkettete Volumenwerte *additiv inkonsistent*. Mit Aus-nahme der Angaben für das Referenzjahr und der Angaben für das darauf folgende Jahr ergibt die Summe der verket-teten Volumenwerte der Verwendungsaggregate nicht den

verketteten Volumenwert des realen BIP. Das Gleiche gilt für regionale Aggregate innerhalb Deutschlands oder für Länderaggregate innerhalb Europas. Mit verketteten Volu-menwerten kann deshalb nicht gerechnet werden wie mit den realen Angaben im Festpreissystem. Im Allgemeinen entstehen Verkettungsdifferenzen (Residuen), die mit wach-sendem Abstand zum Referenzjahr (vgl. Modellrechnung 2) und mit zunehmender Rechentiefe größer werden. Die Ag-gregation von Zeitreihen und die Ermittlung von Wachstumsbeiträgen sowie von Volumenanteilen am Bruttoin-landsprodukt erfordern deshalb neue Algorithmen (vgl. Tödter 2006; Nierhaus 2007). Auch die ökonomische Modellierung muss angepasst werden, weil sich in Struk-turmodellen das reale BIP durch eine Definitionsgleichung als Summe der Komponenten ergibt (vgl. Quaas 2009b; Tödter 2005, 22 ff.). Bereits im Vorfeld der VGR-Revision 2005 hatte die amtliche Statistik bezüglich der Nicht-Addi-vität realer Ergebnisse konstatiert: »Bei den Kettenindizes selbst ist dieses Problem natürlich nicht direkt erkennbar, es wird aber offensichtlich, wenn man die verketteten Ab-solutwerte (bezogen auf ein Referenzjahr) betrachtet« (Sta-tistisches Bundesamt 2003, 6).

Spezielle Probleme bereitet die Verkettung von Saldengrö-ßen mit wechselnden Vorzeichen wie der Außenbeitrag oder die Vorratsinvestitionen. Formal lassen sich zwar auch für diese Fälle reale Aggregate generieren. In der Praxis kann es dabei allerdings zu undefinierten Rechenoperationen kom-men. Dies ist dann der Fall, wenn der nominale Außenbei-trag oder die Vorratsinvestitionen der jeweiligen Vorperiode zufällig exakt null sind. Das Statistische Bundesamt veröf-fentlicht deshalb diese Aggregate preisbereinigt nur in Form von rechnerischen Wachstumsbeiträgen zum realen BIP. Das Bureau of Economic Analysis (BEA), das in den USA mit der Erstellung der VGR betraut ist, ermittelt hingegen diese Größen als Differenz verketteter Lagerbestände (vgl. Bureau of Economic Analysis 2006, 26).

Auch bei der Vierteljahresrechnung gibt es Besonderheiten. Die für die Konjunkturforschung besonders wichtige Analy-se des unterjährigen konjunkturellen Verlaufs, d.h. die Berech-nung des Wirtschaftswachstums von Quartal zu Quartal, soll-te möglichst unverzerrt möglich sein. Dies gilt beim Annual-Overlap-Verfahren aber nur für die Messung der realen Ent-wicklung in den letzten drei Quartalen eines Jahres. Beim Ver-gleich des ersten Quartals eines Jahres 1|t mit dem vierten Quartal des Vorjahres 4|t – 1 kommt es nämlich infolge des konzeptbedingten Wechsels der Preisbasis (nämlich von Durchschnittspreisen des Jahres t – 2 auf Durchschnitts-preise des Jahres t – 1) zu einer Verzerrung, sofern zum Ver-gleich die »wahre« Rate $\sum q(1|t)p(t-1) / \sum q(4|t-1)p(t-1)$ herangezogen wird, die auf die reine Mengenbewegung bei konstant gehaltenen Vorjahrespreisen abstellt (vgl. Modell-rechnung 3). Der statistische Bruch kann als »Preis« für den Jahressummenausgleich interpretiert werden. Die Verzerrung

**Kasten 2
Modellrechnung 2**

Modellrechnung 2 (vgl. Nierhaus 2005, 33) zeigt beispielhaft die Aggregation von Konsum und Investitionen zum realen Bruttoinlandsprodukt (BIP) in einer vierteljährlichen VGR auf. Die Werte der vierteljährlichen verketteten Laspeyres-Mengenindizes von Konsum und Investitionen errechnen sich beim Annual-Overlap-Verfahren aus der Multiplikation der kurzfristigen Volumenänderungen mit den um eine Periode verzögerten Werten der verketteten Indizes der entsprechenden Jahresvolumina. So erhält man für den realen Konsum im Quartal 3|2008: $144,70 = 1,1421 \times 126,69$. Im Startjahr der Quartalsrechnung (im Beispiel das Jahr 2006) sind alle vierteljährlichen Kettenindexwerte identisch mit den kurzfristigen Volumenindizes. Aufgrund der zeitlichen Additivität des Annual-Overlap-Ansatz ergeben sich die Jahresergebnisse für Konsum, Investitionen und BIP als Mittelwert der jeweiligen Quartalsergebnisse bzw. aus den aufsummierten vierteljährlichen Volumina. Die Werte für das vierteljährliche reale BIP können zum einen direkt aus den Preis- und Mengenabgaben für Konsum- bzw. Investitionsgüter ermittelt werden, zum anderen über die komponentenweise Aggregation.

Die Modellrechnung zeigt auch, dass die Summe der verketteten Volumina für Konsum bzw. Investitionen nur im Referenzjahr (im Beispiel: 2005) und im darauf folgenden Jahr dem BIP entspricht. Im Allgemeinen entstehen Residuen (additive Inkonsistenz). So beträgt das BIP-Residuum für das Quartal 3|2008: $-70,77 = 877,43 - (635,60 + 12,60)$.

Vorjahrespreisbasis und Aggregation (Annual-Overlap)

Bruttoinlandsprodukt

	Konsumgüter		Investitionsgüter		Konsum in jeweiligen Preisen (in % des nominalen Bruttoinlandsprodukts)	Investitionen	Residuum BIP abz. Konsum und Investitionen (Verkettete Volumina ²⁾)	Bruttoinlandsprodukt						
	Menge	Preis	Menge	Preis				Laspeyres-Mengenindex			Verk. Lasp.-Index ¹⁾		nachrichtlich:	
								2005 =100	2006 =100	2007 =100	2005 =100	Änderung in % gegen Vorjahr	Verkettete Volumina ²⁾ (Referenz- jahr 2005)	Verketteter Paasche- Preisindex 2005=100
2005	251,00	7,00	236,00	6,00	55,37	44,63	0,00	100,00	-	-	100,00	-	3173,00	100,00
1	67,40	6,10	57,60	8,00	-	-	0,00	103,04	-	-	103,04	-	817,40	-
2	69,40	5,70	57,10	8,60	-	-	0,00	104,43	-	-	104,43	-	828,40	-
3	71,50	5,30	56,50	9,40	-	-	0,00	105,83	-	-	105,83	-	839,50	-
4	73,70	5,00	55,80	10,00	-	-	0,00	107,24	-	-	107,24	-	850,70	-
2006	282,00	5,51	227,00	8,99	43,23	56,77	0,00	-	100,00	-	105,14	5,1	3336,00	107,77
1	76,00	4,50	55,40	10,70	-	-	-13,54	-	102,02	-	107,26	4,1	850,86	-
2	78,30	4,30	54,80	11,50	-	-	-19,28	-	102,83	-	108,11	3,5	857,62	-
3	80,60	3,80	54,20	11,70	-	-	-25,02	-	103,64	-	108,97	3,0	864,38	-
4	83,10	3,50	53,60	12,10	-	-	-31,14	-	104,58	-	109,95	2,5	872,16	-
2007	318,00	4,01	218,00	11,49	33,74	66,26	-88,98	-	-	100,00	108,57	3,3	3445,02	109,77
1	85,50	3,40	53,20	12,50	-	-	-48,13	-	100,97	109,62	109,62	2,2	869,57	-
2	88,20	3,10	52,70	13,00	-	-	-59,40	-	101,50	110,21	110,21	1,9	874,20	-
3	90,80	2,80	52,10	13,80	-	-	-70,77	-	101,88	110,61	110,61	1,5	877,43	-
4	93,50	2,70	52,00	14,70	-	-	-80,25	-	102,90	111,72	111,72	1,6	886,25	-
2008	358,00	2,99	210,00	13,49	27,43	72,57	-258,55	-	-	-	110,54	1,8	3507,45	111,31

Konsum und Investitionen

	Konsum						Investitionen											
	Laspeyres-Mengenindex			Verk. Lasp.-Index ¹⁾			nachrichtlich:			Laspeyres-Mengenindex			Verk. Lasp.-Index ¹⁾			nachrichtlich:		
	2005 =100	2006 =100	2007 =100	2005 =100	Änderung in % gegen Vorjahr	Verkettete Volumina ²⁾ (Referenz- jahr 2005)	Verketteter Paasche- Preisindex 2005=100	2005 =100	2006 =100	2007 =100	2005 =100	Änderung in % gegen Vorjahr	Verkettete Volumina ²⁾ (Referenz- jahr 2005)	Verketteter Paasche- Preisindex 2005=100				
2005	100,00	-	-	100,00	-	1757,00	100,00	100,00	-	-	100,00	-	1416,00	100,00				
1	107,41	-	-	107,41	-	471,80	-	97,63	-	-	97,63	-	345,60	-				
2	110,60	-	-	110,60	-	485,80	-	96,78	-	-	96,78	-	342,60	-				
3	113,94	-	-	113,94	-	500,50	-	95,76	-	-	95,76	-	339,00	-				
4	117,45	-	-	117,45	-	515,90	-	94,58	-	-	94,58	-	334,80	-				
2006	-	100,00	-	112,35	12,4	1974,00	78,73	-	100,00	-	96,19	-3,8	1362,00	149,85				
1	-	107,80	-	121,12	12,8	532,00	-	-	97,62	-	93,90	-3,8	332,40	-				
2	-	111,06	-	124,78	12,8	548,10	-	-	96,56	-	92,88	-4,0	328,80	-				
3	-	114,33	-	128,45	12,7	564,20	-	-	95,51	-	91,86	-4,1	325,20	-				
4	-	117,87	-	132,43	12,8	581,70	-	-	94,45	-	90,85	-3,9	321,60	-				
2007	-	-	100,00	126,69	12,8	2226,00	57,31	-	-	100,00	92,37	-4,0	1308,00	191,57				
1	-	-	107,55	136,25	12,5	598,50	-	-	97,61	90,17	90,17	-4,0	319,20	-				
2	-	-	110,94	140,56	12,6	617,40	-	-	96,70	89,32	89,32	-3,8	316,20	-				
3	-	-	114,21	144,70	12,7	635,60	-	-	95,60	88,31	88,31	-3,9	312,60	-				
4	-	-	117,61	149,00	12,5	654,50	-	-	95,41	88,14	88,14	-3,0	312,00	-				
2008	-	-	-	142,63	12,6	2506,00	42,73	-	-	-	88,98	-3,7	1260,00	224,88				

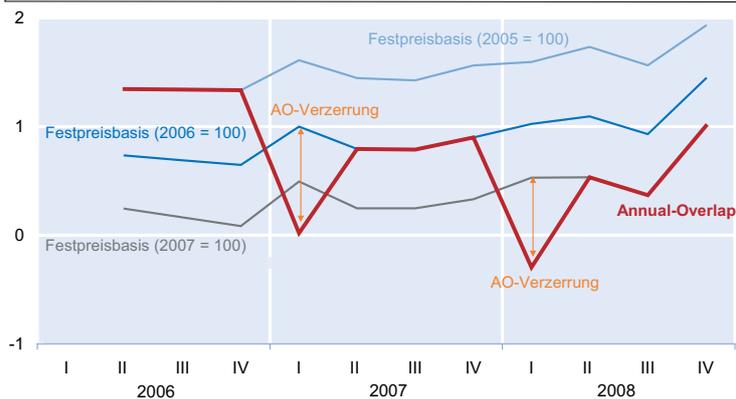
1) Jahresdurchschnittliche Angaben: Arithmetisches Mittel der Vierteljahreswerte. - 2) Jahresangaben: Summe der Vierteljahreswerte. Im Rechengang wurden zum Teil mehr als die hier dargestellten zwei Nachkommastellen verwendet.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

**Kasten 3
Modellrechnung 3**

Die Abbildung in Modellrechnung 3 (vgl. Nierhaus 2005, 32) zeigt den Einfluss unterschiedlicher Volumenrechnungen auf die Veränderungsrate des realen BIP gegenüber dem jeweiligen Vorquartal. Die *Annual-Overlap-Methode* generiert Quartalsraten, die im Beispiel bis auf die Ergebnisse für das jeweils erste Quartal zwischen den Veränderungsrate von Ergebnissen auf *Festpreisbasis* liegen. Die obere Grenze wird durch die Quartalsangaben in Preisen des Jahres 2005 markiert, die untere Grenze durch die Angaben in Preisen des Jahres 2007. Die Konvergenz des AO-Ansatzes zu den Ergebnissen in Preisen des Jahres 2007 ist nicht überraschend, weil die Gütermengen mit den Preisen des jeweiligen Vorjahres bewertet werden. Die Abbildung zeigt überdies die AO-Verzerrung, gemessen als Differenz zwischen der *Annual-Overlap-Rate* für das erste Quartal eines Jahres und dem *Festpreisergebnis* (in Preisen des Jahres 2006 bzw. 2007).

Abb. 1
Volumenmaße im Vergleich^{a)}
Veränderung des realen BIP in % gegenüber dem Vorquartal



^{a)} Alle Ergebnisse nach Preis- und Mengenangaben der Modellrechnung 2.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

ist umso größer, je mehr sich die Mengenstruktur im letzten Quartal des Vorjahres von der des gesamten Vorjahres unterscheidet und je mehr sich die relativen Preise im Zeitablauf verschoben haben. Die Verzerrung beim Übergang vom vierten Quartal eines Jahres zum ersten Quartal des Folgejahres aufgrund der Änderung der Preisbasis macht sich naturgemäß auch bei der Berechnung von Wachstumsbeiträgen von Teilaggregaten zum realen BIP im Vorquartalsvergleich bemerkbar. Für die übrigen drei Quartale eines Jahres entspricht dagegen die Summe der Wachstumsbeiträge exakt der Wachstumsrate des preisbereinigten Gesamttaggregats.

Da ein Vorjahresvergleich von Quartalswerten immer über den Jahreswechsel hinausgeht, kommt es beim AO-Ansatz bei der Berechnung von Vorjahresraten aufgrund der wechselnden Preisbasis ebenfalls zu Verzerrungen. Da der Jahreskettenindex im Vorjahresvergleich jedoch ein unverzerrter Schätzer des Wirtschaftswachstums ist, müssen sich die Quartalsverzerrungen über ein volles Jahr hinweg betrachtet ausgleichen.

Empirische Umsetzung

In Deutschland hat die Umstellung der VGR auf eine Volumenberechnung auf Vorjahrespreisbasis kein grundsätzlich anderes Bild für die Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts ergeben. Modellrechnungen, die das Statistische Bundesamt für den Zeitraum 1991 bis 2000 durchgeführt hat, zeigten für die jährliche Veränderungsrate des realen BIP auf

der Basis von Vorjahrespreisen lediglich in den Jahren 1999 und 2000 ein um jeweils $1/10$ Prozentpunkt niedriges Wachstumstempo als auf Festpreisbasis, in den übrigen Jahren ergab sich kein numerischer Unterschied. Bei den Teilaggregaten ergaben sich bei den Veränderungsrate etwas größere Abweichungen, wobei sich die quantitativ bedeutsamsten Unterschiede in einer Größenordnung von $\pm 0,3$ Prozentpunkten bei den Importen und den Ausrüstungen zeigten (vgl. Mayer 2001, 1037). Was die AO-Verzerrung angeht, so zeigten ergänzende Untersuchungen der Deutschen Bundesbank auf Basis saison- und kalenderbereinigter Ergebnisse, dass im Revisionszeitraum der statistische Bruch zwischen dem vierten Quartal eines Jahres und dem ersten Vierteljahr des Folgejahres Verzerrungen bei den Konsumausgaben von maximal 0,2 Prozentpunkten bewirkte und bei den Importen von bis zu 0,5 Prozentpunkten, wobei der Effekt vom Ausmaß der Verschiebung der relativen Preise abhängig war (vgl. Kirchner 2005).

Seit April 2005 stellt das Statistische Bundesamt in seinen Veröffentlichungen für das preisbereinigte BIP vorrangig auf Kettenindizes ab; diese werden grundsätzlich auf zwei Stellen nach dem Komma gerundet publiziert. Die jährlichen Wachstumsraten und auch die Wachstumsbeiträge der Komponenten zum realen BIP werden aus den derart gerundeten Indizes ermittelt (vgl. Statistisches Bundesamt 2005, 15). Zusätzlich hält das Statistische Bundesamt auf Anfrage in Währungseinheiten transformierte reale BIP-Angaben unter der Bezeichnung »verkettete Volumenangaben in Mrd. EUR« für interessierte Datennutzer bereit. Die ver-

ketteten Volumenangaben werden vom Statistischen Bundesamt zwar mit fünf Nachkommastellen ausgewiesen, die Rechengenauigkeit ist im Vergleich zur Kettenindexdarstellung aber insgesamt nicht höher, weil die Ergebnisse aus den gerundeten Kettenindizes errechnet werden.

Aufgrund der Rundungsregeln sind die zu Jahreswerten aggregierten Quartalswerte nicht uneingeschränkt konsistent zu den veröffentlichten Jahreswerten. Beispielsweise beläuft sich im Jahr 1996 der amtliche Index für das reale BIP auf 89,22; berechnet man den Jahreswert jedoch als Durchschnitt aus den vier Quartalsindizes des betreffenden Jahres, so ergibt sich ein Wert von 89,23. Auf Basis der verketteten Volumenwerte sind die numerisch möglichen Abweichungen noch größer. Für das Jahr 1996 beläuft sich das amtliche BIP-Ergebnis auf 1984,61 Mrd. Euro, über die vier Quartalsvolumenwerte des Jahres 1996 aufsummiert ergibt sich hingegen ein BIP-Wert von 1984,72 Mrd. Euro (vgl. Statistisches Bundesamt 2012). In der Rechenpraxis müssen daher – zumindest für Ex-post-Zeiträume – getrennte Datensätze für die Jahres- bzw. Quartalsergebnisse des realen BIP und seiner Komponenten vorgehalten werden, obwohl aufgrund der beim Annual-Overlap-Verfahren gewährleisteten zeitlichen Konsistenz zwischen den Jahres- und Quartalsergebnissen dieser Aufwand nicht erforderlich sein sollte.

Noch gravierender machen sich die Rundungen bei einer eigenständigen Weiterverarbeitung (Aggregation/Disaggregation) von verketteten Indizes bzw. Volumenwerten bemerkbar. Zwar sind die Aggregationsfehler vom Betrag her geringfügig, was aber für Datennutzer, die den Anspruch haben, VGR mit der Rechengenauigkeit des Statistischen Bundesamts zu betreiben, gleichwohl unbefriedigend ist. Bei der Aggregation/Disaggregation von *Ursprungswerten* vermögen die auf Anfrage erhältlichen »verketteten Volumenangaben in Vorjahrespreisen« rechentechnisch Abhilfe zu schaffen. Diese originären Volumenangaben werden von Destatis – ähnlich den früheren Ergebnissen auf Festpreisbasis – mit zwei Nachkommastellen veröffentlicht, was für eine exakte Aggregation/Disaggregation hinreichend genau ist. Bei der Berechnung von realen Summen- und Differenzausdrücken aus *saison- und kalenderbereinigten Vierteljahreswerten* kann auf ein Excel-Makro der Deutschen Bundesbank zurückgegriffen werden, das eine automatisierte Weiterverarbeitung der Kettenindizes mit amtlicher Rechengenauigkeit ermöglicht.⁵

Fazit

Der Methodenwechsel bei der Preis- und Volumenmessung in den deutschen VGR im Jahr 2005 erfolgte entsprechend

internationaler Konventionen und verbindlicher europäischer Rechtsvorschriften auf der Grundlage einer jährlich wechselnden Preisbasis. Die Volumenrechnung auf Vorjahrespreisbasis ersetzte die Ergebnisse in Preisen eines konstanten Basisjahrs und wurde sowohl für die Jahresrechnung als auch für die Quartalsrechnung eingeführt.

Der Übergang auf die Vorjahrespreisbasis mit einer jährlich wechselnden Gewichtung hat nicht unerhebliche Änderungen mit sich gebracht: Durch die zeitnahe Volumenrechnung ist eine präzisere Berechnung der realen Zuwachsraten und der preislichen Veränderungen möglich geworden, der Wechsel auf ein neues Referenzjahr (zuvor: Basisjahr) hat keine Auswirkungen mehr auf die Höhe der historischen Wachstumsraten. Im Mittelpunkt der amtlichen Darstellung der Volumenentwicklung stehen nunmehr Kettenindizes, deren Interpretation allerdings recht schwierig ist: So können verkettete Volumenindizes nicht wie traditionelle direkte Indizes als spezifische Ausgabenverhältnisse oder als gewogenes Mittel von Messzahlen aufgefasst werden. Auch sind die Ergebnisse nichtadditiv, wenn man verkettete Absolutwerte betrachtet. Die Summe verketteter Volumenwerte von Teilaggregaten weicht von dem Wert des verketteten Gesamtaggregats ab. Die Aggregation von Zeitreihen und die Ermittlung von Wachstumsbeiträgen sowie von Volumenanteilen am Bruttoinlandsprodukt erfordern deshalb neue Algorithmen. Preisbereinigte Saldengrößen wie Außenbeitrag und Vorratsveränderungen werden seither vom Statistischen Bundesamt nur noch in Form von Wachstumsbeiträgen zum Bruttoinlandsprodukt dargestellt. Schließlich können für den Fall zyklisch wiederkehrender Preis- und Mengenbewegungen spezifische Driftphänomene auftauchen.

Insgesamt hat sich die »Handlichkeit« der VGR-Ergebnisse für die laufende Konjunkturanalyse und -prognose durch den Übergang zu einer Volumenrechnung auf Vorjahrespreisbasis deutlich verringert (vgl. Leifer, 2009, 469). Hinzu kommt, dass die Praxis des Statistischen Bundesamts, verkettete Indexwerte auf »zwei Nachkommastellen« gerundet zu veröffentlichen, aus rechentechnischer Sicht unbefriedigend ist. So angemessen diese Rundungsregel aus publikationstechnischen Gründen auch sein mag, so sehr erschwert sie doch eine eigenständige Weiterverarbeitung der Daten. Von daher wäre es wünschenswert, dass bei der bevorstehenden großen Revision auf das ESVG 2010 bei der Bereitstellung von VGR-Ergebnissen auf Datenträgern (Excel-Dateien) auf ungerundete Kettenindizes umgestellt wird, um eine eigenständige Datennutzung und -weiterverarbeitung zu erleichtern.

Alles in allem war der im Jahr 2005 vollzogene Systemwechsel in den VGR unumgänglich. Denn die Harmonisierungsbemühungen in den europäischen VGR standen politisch im engen Zusammenhang mit dem Stabilitäts- und Wachstumspakt von 1997, der bei Verletzung des staatlichen De-

⁵ Das Makro kann von der Deutschen Bundesbank auf Anfrage zur Verfügung gestellt sowie unter Akzeptanz und Einhaltung der maßgeblichen Überlassungsbedingungen genutzt werden.

fizitiels in Mitgliedsländern der Europäischen Währungsunion Sanktionsmechanismen vorsieht sowie Ausnahmeregelungen, die vor allem auf die reale Wachstumsrate des Bruttoinlandsprodukts abstellen. Eine vergleichbare Volumenrechnung in den Mitgliedsländern ist von daher eine »conditio sine qua non«. Zugleich sind die Ergebnisse von der Darstellung wie von der Methodik seither kompatibel mit den Angaben anderer wichtiger Industriestaaten, wenngleich durch die Verwendung der Laspeyres-Indexformel anstelle der Fisher-Formel (wie in den USA und Kanada) bei der Volumen-Messung keine vollständige internationale Harmonisierung erreicht wurde.

Literatur

- Bloem, A.M., R.J. Dippelsman und N.Ø. Mæhle (2001), *Quarterly National Accounts Manual*, International Monetary Fund, Washington DC.
- Bureau of Economic Analysis (2006), »A Guide to the National Income and Product Accounts of the United States«, September, 1–28, online verfügbar unter: <http://www.bea.gov/national/pdf/nipaguid.pdf>.
- Kirchner, R. (2005), »Konsequenzen aus der Umstellung der realen Angaben der vierteljährlichen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen auf Kettenindizes für die aktuelle Analyse der wirtschaftlichen Entwicklung in Deutschland«, Info-Veranstaltung im Statistisches Bundesamt »Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Revision 2005«, Wiesbaden.
- Landefeld, J.S., B.R. Moulton und C.M. Vojtech (2003), »Chained-Dollar Indexes«, *Survey of Current Business*, November, 8–16.
- Leifer, H.-A. (2009), »Preisbereinigung in der VGR: Vom »Volumen« zum »verketteten Volumen«, *Wirtschaftswissenschaftliches Studium* (9), 463–469.
- Leifer, H.-A. und P. Tennagels (2008), »Preisbereinigtes Bruttoinlandsprodukt: Publikationspraxis im In- und Ausland«, *Wirtschaftsdienst* (3), 203–207.
- Mayer, H. (2001), »Neue Methoden der Preis- und Volumenmessung in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen«, *Wirtschaft und Statistik* (12), 1032–1043.
- Nierhaus, W. (2004a), »Wirtschaftswachstum in den VGR: Zur Einführung der Vorjahrespreisbasis in der deutschen Statistik«, *ifo Schnelldienst* 57(5), 28–34.
- Nierhaus, W. (2004b), »Statistik: Zur Einführung der Vorjahrespreisbasis in der deutschen Statistik: Besonderheiten der Quartalsrechnung«, *ifo Schnelldienst* 57(15), 14–21.
- Nierhaus, W. (2005), »Vorjahrespreisbasis und Chain-Linking – das Wichtigste der neuen Volumenrechnung«, *ifo Schnelldienst* 58(15), 29–35.
- Nierhaus, W. (2006a), »Zur gesamtwirtschaftlichen Preisentwicklung«, *ifo Schnelldienst* 59(3), 28–31.
- Nierhaus, W. (2006b), »Gesamtwirtschaftliche Produktion und Preisniveau: Volumenrechnungen im Vergleich«, *ifo Schnelldienst* 59(14), 13–18.
- Nierhaus, W. (2007), »Vorjahrespreisbasis: Aggregation und Verkettungsdifferenz«, *ifo Schnelldienst* 60(6), 29–33.
- Nierhaus, W. (2008), »Preisbereinigtes Bruttoinlandsprodukt: Zur Veröffentlichungspraxis im Gemeinschaftsgutachten«, *ifo Schnelldienst* 61(5), 15–18.
- Quaas, G. (2009a), »Realgrößen und Preisindizes im alten und im neuen VGR-System«, Universität Leipzig, Working Paper No. 82.
- Quaas, G. (2009b), »The Implementation of the Annual-Overlap Method in Econometric Models – An Analysis of the Technical Possibilities in the Framework of E-Views«, MPRA Paper No. 19435, online verfügbar unter: <http://mpira.ub.uni-muenchen.de/19435>.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2005), *Die Chancen nutzen – Reformen mutig voranbringen*, Jahresgutachten 2005/2006, online verfügbar unter: http://www.sachverstaendigenrat-wirtschaft.de/fileadmin/dateiablage/download/gutachten/ga05_ges.pdf.
- Statistisches Bundesamt (2003), *Fachausschuss VGR zur Revision 2005, TOP 2.1.1, Einführung der Vorjahrespreisbasis*, Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2005), »Revision der deutschen VGR 2005«, Informationsmaterialien zur Pressekonferenz am 24. Mai 2005, Frankfurt am Main.
- Statistisches Bundesamt (2012), *Fachserie 18, Reihe 1.2, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Inlandsproduktberechnung, 3. Vierteljahr 2012 und Zusatztabellen, 3. Vierteljahr 2012: Verkettete Volumenangaben und Wachstumsbeiträge*, Wiesbaden.
- System of National Accounts (1993), *Commission of the Monetary Fund, Organisation for Economic Co-operation and Development, United Nations, and World Bank*, Brüssel.
- Tödter, K.-H. (2005), *Umstellung der deutschen VGR auf Vorjahrespreisbasis; Konzept und Konsequenzen für die aktuelle Wirtschaftsanalyse sowie die ökonomische Modellierung*, Deutsche Bundesbank, Reihe 1: Volkswirtschaftliche Studien Nr. 31, Frankfurt am Main.
- Tödter, K.-H. (2006), »Volumenanteile und Wachstumsbeiträge der Vorjahrespreismethode mit Verkettung«, *Allgemeines Statistisches Archiv* 90, 457–463.
- von der Lippe, P. (1999), »Kritik internationaler Empfehlungen zur Indexformel für Preisindizes in der amtlichen Statistik«, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 218(3+4), 385–414.
- von der Lippe, P. (2000), »Der Unsinn von Kettenindizes«, *Allgemeines Statistisches Archiv* 84, 67–82.

Für die gesamtwirtschaftliche Konjunkturanalyse werden in aller Regel saison- und kalenderbereinigte Reihen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) benützt. Denn konjunkturelle Entwicklungstendenzen lassen sich nicht unmittelbar aus originären Vierteljahresreihen herleiten. Diese sind durch vielfältige saisonale und kalendarische Einflüsse überlagert, die den Blick gerade am aktuellen Rand auf die zugrunde liegende Konjunktur verstellen. Der folgende Beitrag gibt einen kurzen Abriss der Saisonbereinigung nach dem Census X-12-ARIMA-Verfahren anhand des realen Bruttoinlandsprodukts (BIP).

Grundbegriffe der Zeitreihenzerlegung

Jede wirtschaftsstatistische Ursprungsreihe Y_t kann in verschiedene, nicht beobachtbare Komponenten zerlegt werden. Zu unterscheiden sind einmal Komponenten, die systematische Bewegungsanteile enthalten: Die *Trend-Zyklus-Komponente (glatte Komponente)* C_t umfasst den langfristigen Entwicklungspfad der Reihe und zyklische Schwankungen von mehr als einer Jahreslänge Dauer. Die kürzerfristige *saisonale Komponente* S_t spiegelt die regelmäßig wiederkehrenden unterjährigen Veränderungen der Reihenwerte wider. So ist z.B. der reale private Konsum in den Herbstmonaten jeden Jahres aufgrund der Weihnachtseinkäufe besonders groß. Daneben gibt es die *irreguläre Komponente* I_t (*unsystematischer Rest*). Diese enthält die kurzfristigen, zufälligen Einflüsse auf die Zeitreihe (z.B. Auswirkungen von saisonunüblich heißer oder kalter Witterung, Streiks, Kurzfristreaktionen auf wirtschaftspolitische Maßnahmen, aber auch Daten- oder Stichprobenfehler).

Naturgemäß können die einzelnen Zeitreihenkomponenten C_t , S_t und I_t auf unterschiedliche Arten zueinander in Beziehung gesetzt werden. In der empirischen Konjunkturanalyse hat sich allerdings gezeigt, dass zwei Modellansätze genügen. Bei der multiplikativen Zerlegung $Y_t = C_t \times S_t \times I_t$ wird angenommen, dass die Schwankungen der Ursprungsreihe mit dem Reihenniveau proportional variieren. Saisonale und auch irreguläre Schwankungen nehmen mit steigendem (sinkendem) Reihenniveau zu (ab). Dagegen wird bei der additiven Zeitreihenzerlegung $Y_t = C_t + S_t + I_t$ davon ausgegangen, dass die Variabilität der Zeitreihe nicht vom Reihenniveau abhängig ist.

Die Ausschaltung der Saisonkomponente wird als *Saisonbereinigung* bezeichnet. Saisonbereinigte Zeitreihenwerte SB_t werden bei additiven Zeitreihenmodellen durch die Subtraktion der geschätzten Saisonkomponenten S_t von den Werten der Ursprungsreihe $SB_t = Y_t - S_t = C_t + I_t$ ermittelt, bei multiplikativen Modellen, die für die überwiegende Zahl der wirtschaftsstatistischen Reihen relevant sind, ergibt sich der saisonbereinigte Wert durch entsprechende Division $SB_t = Y_t / S_t = C_t \times I_t$.

Weil in der Praxis die Auswirkungen der einzelnen Komponenten auf eine Zeitreihe nicht beobachtbar sind, kann es auch kein »objektiv richtiges« Saisonbereinigungsverfahren geben. In der Praxis wird deshalb auf eine Vielzahl von Verfahren zurückgegriffen. Das Statistische Bundesamt veröffentlicht seit dem Jahr 1972 saisonbereinigte Ergebnisse nach dem *Berliner Verfahren (BV)* und zusätzlich seit dem Jahr 2001 gemeinsam mit der Deutschen Bundesbank bereinigte Ergebnisse nach dem *Census X-12-ARIMA-Verfahren*. Das ifo Institut hat bislang zur Saisonbereinigung von Zeitreihen aus dem ifo Konjunkturtest das *ASA-II-Verfahren* verwendet. Da die Verfahren auf unterschiedlichen statistischen Methoden beruhen, kann es in der Rechenpraxis auch zu unterschiedlichen Ergebnissen kommen. Die relative Güte der Bereinigungsverfahren kann anhand von Vergleichskriterien (z.B. Stabilität der Ergebnisse am aktuellen Rand) oder auch mit Hilfe synthetisch erzeugter Zeitreihen beurteilt werden (vgl. Höpfner 1998; Goldrian und Lehne 1999).

Für viele wirtschaftsstatistische Zeitreihen wird darüber hinaus eine *Kalenderkomponente* K_t modelliert. Kalenderfaktoren umfassen Einflüsse auf die Zeitreihe, die auf Unregelmäßigkeiten im Kalender zu-

rückgehen (z.B. Schalltage, bewegliche Feiertage, spezielle Feiertagsregelungen auf Länderebene oder divergierende Wochentagsstrukturen im Monat). Bezogen auf die vierteljährliche Veränderungsrate des realen BIP können sie eine Größenordnung bis zu einem Prozentpunkt errechnen (vgl. Deutsche Bundesbank 2012). Die Ausschaltung der Kalenderkomponente geschieht in aller Regel dadurch, dass der eigentlichen Saisonbereinigung eine gesonderte Kalenderbereinigung vorgeschaltet wird. Zusätzlich werden Zeitreihen häufig auch um Ausreißer bereinigt, damit diese nicht die Schätzung der Saisonfaktoren verfälschen.

Ein Fallbeispiel: Das reale BIP

Im Folgenden soll die Saisonbereinigung nach dem Verfahren Census X-12-ARIMA beispielhaft für das reale BIP gezeigt werden. Das reale BIP ist der wichtigste Indikator für Konjunktur und Wirtschaftswachstum in einer Volkswirtschaft. Ausgangspunkt ist die vom Statistischen Bundesamt turnusmäßig publizierte vierteljährliche Ursprungsreihe des realen BIP (Kettenindex vom Typ »Annual Overlap« zum Referenzjahr 2010; vgl. Tab. 1, Spalte 1).

Vor der eigentlichen Saisonbereinigung wird die Ursprungsreihe des realen BIP mit Hilfe von Kalenderfaktoren von kalendarischen Einflüssen bereinigt. Die Kalenderfaktoren zeigen den durchschnittlichen Einfluss der Abweichungen der Anzahl der Kalendertage (in der Regel Arbeitstage) von ihrem quartalspezifischen Mittel (die Wirkungen der vierteljährlichen Durchschnitte werden der Saison zugeordnet) (vgl. Deutsche Bundesbank 2005a). Die Faktoren werden auf der Basis monatlicher Indikatorreihen ermittelt. Beispielsweise

dient der monatliche Umsatzindex des Einzelhandels als einer der Indikatoren für die Schätzung der Kalenderfaktoren für die Konsumausgaben privater Haushalte. Die aus den monatlichen Indikatorreihen ermittelten Kalenderfaktoren werden zu Kalenderfaktoren für Quartale aggregiert und zum Kalenderfaktor der entsprechenden Zeitreihe der VGR zusammengewogen (Statistisches Bundesamt 2014b, S. 38). Rechnerisch ergibt sich die kalenderbereinigte Reihe des realen BIP als Quotient aus den Ursprungswerten des realen BIP und den amtlichen Kalenderfaktoren. Alle kalenderbereinigten Werte werden auf zwei Nachkommastellen gerundet (vgl. Tab. 1).

Die Schätzung der eigentlichen Saisonkomponenten des realen BIP erfolgt mit Hilfe des Census-Teils des Verfahrens, wobei der multiplikative Ansatz $Y_t = C_t \times S_t \times I_t$ zugrunde gelegt wird (vgl. Gericke und Seidel 2014, S. 13 ff.; Kirchner 1999, S. 5 ff.). Zunächst wird eine vorläufige Trend-Zyklus-Komponente des kalenderbereinigten BIP durch Bildung eines gleitenden Durchschnitts (*Filter*) über die Reihe geschätzt. Danach werden die prozentualen Abweichungen der kalenderbereinigten BIP-Werte vom Trend ermittelt, die als rohe Saisonfaktoren bezeichnet werden. Durch geeignete Mittelung der *rohen Saisonfaktoren* folgt eine erste Schätzung der *endgültigen Saisonfaktoren*. Anschließend werden die derart geschätzten Saisonfaktoren aus der kalenderbereinigten BIP-Reihe herausgerechnet, woraus eine erste vorläufige Version der saison- und kalenderbereinigten Zeitreihe des realen BIP folgt. Der dargestellte Rechengang wird mehrmals wiederholt, um die Schätzungen der einzelnen Zeitreihenkomponenten sukzessive zu verbessern. Die finalen Ergebnisse schließlich werden wiederum auf zwei Nachkommastellen gerundet veröffentlicht. Der *ARIMA*-Teil

Tab. 1
Vierteljährliches reales BIP in Vorjahrespreisen (Kettenindex, Referenzjahr 2010 = 100)

Ex-post-Zeitraum	Berechnung jahressummenangepasster saison- und kalenderbereinigter Werte						
	Ursprungswerte	Kalenderfaktoren	kalenderbereinigte Reihe	Saisonfaktoren	saison- und kalenderbereinigte Reihe	Jahressummenanpassungsfaktoren	jahressummenangepasste saison- und kalenderbereinigte Reihe
Zeit	(1)	(2)	(3) = (1)/(2)*100	(4)	(5) = (3)/(4)*100	(6) = Jahressumme (5) / Jahressumme (3)	(7) = (5)/(6)*100
2012 1.Vj.	104,25	100,71844	103,51	99,51845	104,01	100,007209	104,00
2.Vj.	102,89	99,67528	103,23	99,12352	104,14	100,007209	104,13
3.Vj.	105,75	99,60957	106,16	101,84783	104,23	100,007209	104,22
4.Vj.	103,03	99,78723	103,25	99,46678	103,80	100,007209	103,79
2013 1.Vj.	102,42	99,48534	102,95	99,58603	103,38	100,007194	103,37
2.Vj.	103,36	100,09550	103,26	99,10114	104,20	100,007194	104,19
3.Vj.	106,55	100,09364	106,45	101,85773	104,51	100,007194	104,50
4.Vj.	104,02	99,65866	104,38	99,42789	104,98	100,007194	104,97
2014 1.Vj.	105,00	99,72655	105,29	99,62797	105,68	100,007194	105,67
2.Vj.	104,22	99,68763	104,55	99,09249	105,51	100,007194	105,50

Quelle: Statistisches Bundesamt; Berechnungen des ifo Instituts.

des Saisonbereinigungsverfahrens wird zur optionalen Erkennung und Ersetzung von Extremwerten sowie zur Verlängerung der BIP-Reihe an den Rändern durch hinzugeschätzte Werte genutzt. Durch die gesonderten Voraus- oder Rückschätzungen können *symmetrische Filter*¹ bis an die Ränder einer beobachteten Zeitreihe eingesetzt werden, was die Qualität der saisonbereinigten Ergebnisse im Vergleich zum Einsatz von *asymmetrischen* Filtern verbessert.

Eine Besonderheit in der Darstellung saison- und kalenderbereinigter Zeitreihen in den deutschen VGR besteht im sog. *Jahressummenerhalt*. Durch Jahressummenanpassungsfaktoren wird rechnerisch die Gleichheit der Jahressumme der saison- und kalenderbereinigten Werte mit den Jahressummen der nur kalenderbereinigten Werte erzwungen, so dass beide Jahressummen im Vorjahresvergleich die gleichen Veränderungsraten aufweisen. Für das laufende Jahr wird der Jahressummenanpassungsfaktor des vorausgegangenen Jahres übernommen (im Beispiel also für das Jahr 2014 der Wert des Jahres 2013). Dies stellt sicher, dass am Jahreswechsel der Jahressummenerhalt keinen Einfluss auf die jahresdurchschnittliche Veränderung der saison- und kalenderbereinigten Werte hat (vgl. Deutsche Bundesbank 2005b). Die Jahressummenanpassungsfaktoren sind auf sechs Nachkommastellen zu runden. Im Fallbeispiel zeigt Spalte 7 (Tab. 1) die finale jahressummenangepasste, saison- und kalenderbereinigte BIP-Reihe.²

¹ Ein im Census X-12-ARIMA-Verfahren prominent verwendeter symmetrischer Filter ist z.B. der *Henderson-Filter* (vgl. Abberger und Nierhaus 2009, S. 13. f.).

² Die geschilderten Rechengänge sind naturgemäß nicht nur auf das BIP, sondern auf für alle von der amtlichen Statistik originär bereinigten VGR-Aggregate anwendbar. Zur indirekten Ermittlung von Summen- und Differenzausdrücken aus originär berechneten saison- und kalenderbereinigten Aggregaten (z.B. die *inländische Verwendung*) kann auf ein Excel-Makro (KIX) der Deutschen Bundesbank zurückgegriffen werden. Das Makro kann von der Deutschen Bundesbank auf Anfrage zur

Die vierteljährlichen Saison- und Kalenderfaktoren für das reale BIP (und anderer Aggregate) werden in Deutschland von der amtlichen Statistik jährlich im August (im Zusammenhang mit der turnusmäßigen Überarbeitung der VGR für die vorausgegangenen vier Jahre) neu berechnet und für mehrere Jahre vorausgeschätzt. Die vorausgeschätzten Saison- und Kalenderfaktoren werden in der Regel bei den folgenden vierteljährlichen Publikationsterminen verwendet (vgl. Statistisches Bundesamt 2014b, S. 23, S. 37 ff.). Zwar wäre es für die amtliche Statistik durchaus möglich, im Turnus der vierteljährlich neu hereinkommenden Ursprungswerte die Kalender- und Saisonfaktoren zu aktualisieren, doch würden sich bei einer derartig raschen Abfolge von Revisionen unnötig viele Änderungen in den saison- und kalenderbereinigten Aggregaten ergeben, die die Stabilität der Ergebnisse für die Datennutzer in Frage stellen würde: »The challenge is to find a balance between the need for the best possible seasonally adjusted data, especially at the end of the series, and the need to avoid unimportant revisions that may later be reversed (the trade-off between the precision of seasonally adjusted data and their stability over time).« (Eurostat 2009, S. 22) Auch müssen aktualisierte Saisonfaktoren keineswegs immer früheren Schätzungen überlegen sein (vgl. Kirchner 1999, S. 31).

Für Zwecke der Konjunkturprognose kann der geschilderte Rechengang auch umgekehrt werden. Denn vom Prognostiker vorausgeschätzt wird in aller Regel der (jahressummenangepasste) saison- und kalenderbereinigte Verlauf des realen BIP (oder anderer VGR-Aggregate), unbekannt und damit nachträglich zu berechnen sind die hierzu passenden vierteljährlichen Ursprungswerte, die wiederum Grundlage für die von den Medien erfahrungsgemäß be-

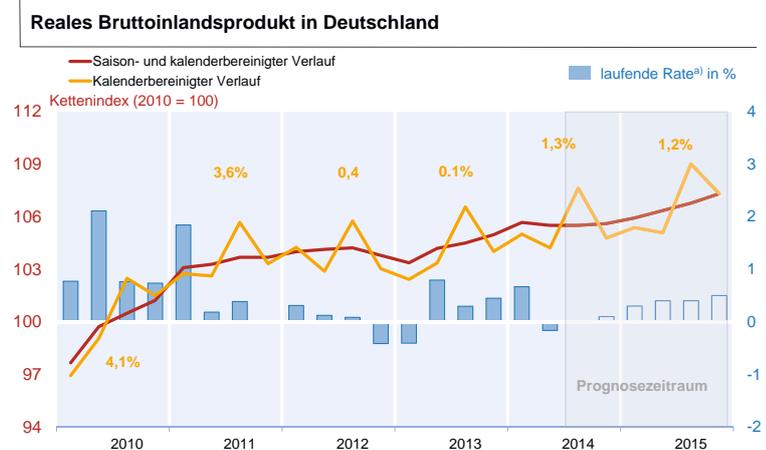
Verfügung gestellt sowie unter Akzeptanz und Einhaltung der maßgeblichen Überlassungsbedingungen genutzt werden.

Tab. 2
Vierteljährliches reales BIP in Vorjahrespreisen (Kettenindex, Referenzjahr 2010 = 100)

Prognosezeitraum	Originäre Prognose der jahressummenangepassten saison- und kalenderbereinigten Reihe	Herleitung der Prognose nach Ursprungswerten					
		Jahressummenanpassungsfaktoren	saison- und kalenderbereinigte Reihe	Saisonfaktoren	kalenderbereinigte Reihe	Kalenderfaktoren	Ursprungswerte
	(1)	(2) = Jahressummenanpassungsfaktor 2013	(3) = (1)*(2)/100	(4)	(5) = (3)*(4)/100	(6)	(7) = (5)*(6)/100
2014 3.Vj.	105,50	100,007194	105,51	101,85463	107,47	100,13840	107,62
4.Vj.	105,61	100,007194	105,62	99,40811	104,99	99,81307	104,79
2015 1.Vj.	105,93	100,007194	105,94	99,64836	105,57	99,83055	105,39
2.Vj.	106,35	100,007194	106,36	99,09316	105,40	99,70282	105,09
3.Vj.	106,78	100,007194	106,79	101,85124	108,77	100,21664	109,01
4.Vj.	107,31	100,007194	107,32	99,40210	106,68	100,60408	107,32

Quelle: Statistisches Bundesamt; Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose (2014); Berechnungen des ifo Instituts.

Abb. 1



^{a)} Veränderung gegenüber dem Vorquartal.

Quelle: Statistisches Bundesamt; Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose (2014); Berechnungen des ifo Instituts.

sonders beachteten jahresdurchschnittlichen Veränderungsrate sind.

Ein Beispiel hierfür kann der jüngsten Gemeinschaftsdiagnose der Wirtschaftsforschungsinstitute entnommen werden (vgl. Tab. 2). Spalte 1 der Tabelle 2 zeigt die auf zwei Nachkommastellen gerundeten saison- und kalenderbereinigten Kettenindizes für das reale BIP, die aus den für den Zeitraum Q3/2014 bis Q4/2015 prognostizierten vierteljährlichen BIP-Quartalsraten des Gemeinschaftsgutachtens berechnet werden können (vgl. Tab. 3.1 im Herbstgutachten 2014, Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose 2014, S. 31). Durch Multiplikation mit den Jahressummenanpassungsfaktoren für das Jahr 2013 (Spalte 2) und den amtlichen Saisonfaktoren (Spalte 4) lassen sich auf die Werte für das kalenderbereinigte reale BIP (Spalte 5 und Abb. 1) schließen, woraus mit Hilfe der amtlichen Kalenderfaktoren die Institutsprognose der vierteljährlichen Ursprungswerte (Tab. 2, Spalte 7) folgt. Aggregiert man diese zu den entsprechenden Jahresdurchschnittswerten, so erhält man für die Jahre 2014 bzw. 2015 die im Herbstgutachten ausgewiesenen Zuwachsraten des realen Bruttoinlandsprodukts in Höhe von 1,3% bzw. 1,2% (vgl. Abb. 1) (vgl. Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose 2014, S. 32). Die für diese Berechnung notwendigen Saison- und Kalenderfaktoren werden interessierten Datennutzern auf Anfrage amtlicherseits zur Verfügung gestellt.

Fazit

Saisonbereinigungsverfahren sind seit vielen Jahrzehnten ein unerlässliches Hilfsmittel der empirischen Konjunkturforschung. Denn die Entwicklungstendenz von Zeitreihen wird vielfach durch saisonale und kalendarische Einflüsse überlagert, was gerade am aktuellen Rand die Konjunktur-

analyse erschwert. Das weltweit am meisten verbreitete Saisonbereinigungsverfahren ist das vom *US Census Bureau* entwickelte *X-12-ARIMA-Verfahren*. Es wird in Deutschland u.a. von der Deutschen Bundesbank, der Bundesagentur für Arbeit und auch von den Wirtschaftsforschungsinstituten eingesetzt.

Besonders vorteilhaft aus Sicht des Prognostikers ist, dass Saison- und Kalenderfaktoren nach dem *Census X-12-ARIMA-Verfahren* amtlicherseits nicht nur für den jeweiligen Ex-post-Zeitraum, sondern auch für die Anschlussquartale bereitgestellt werden, was zur Bundesstatistik *methodisch konsistente Bereinigungsergebnisse* im Prognosezeitraum ermöglicht. Sofern nämlich eine Konjunkturprognose in saison- und kalenderbereinigter Darstellung vorliegt, kann mit Hilfe der amtlich vorausgeschätzten Saison- und Kalenderfaktoren auf die dazugehörigen vierteljährlichen Ursprungswerte geschlossen werden; der Zusammenhang von Ursprungswerten und saisonbereinigten Werten in der Prognose ist damit für jeden Prognosekonsumenten transparent und mit Hilfe des amtlichen Datensatzes nachvollziehbar. Transparenz und Nachvollziehbarkeit zählen aber mit zu den wichtigsten Kriterien für die Güte einer Prognose.

Literatur

Abberger, K. und W. Nierhaus (2009), »Months for Cyclical Dominance und ifo Geschäftsklima«, *ifo Schnelldienst* 62(7), 11–19.

Deutsche Bundesbank (2005), »Technische Erläuterungen zur Saisonbereinigung vierteljährlicher Ergebnisse der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen«, Memo, April, Frankfurt am Main.

Deutsche Bundesbank (2005b), »Algorithmus für den Jahressummenerhalt«, Memo, April, Frankfurt am Main.

Deutsche Bundesbank (2012), »Kalendarische Einflüsse auf das Wirtschaftsgeschehen«, *Monatsberichte*, Dezember, 53–63.

Eurostat (2009), *EES Guidelines on Seasonal Adjustment*, 2009 Edition, Brüssel.

Gericke, P.-A. und G. Seidel (2014), *Methodenbericht Saisonbereinigung*, Bundesagentur für Arbeit, Februar 2014, Nürnberg.

Goldrian, G. und B. Lehne (1999), »Zur Approximation der Trend-Zyklus-Komponente am aktuellen Rand einer Zeitreihe«, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* (3/4), 344–356.

Höpfner, B. (1998), »Ein empirischer Vergleich neuerer Verfahren zur Saisonbereinigung und Komponentenerlegung«, *Wirtschaft und Statistik* (12), 949–959.

Kirchner, R. (1999), »Auswirkungen des neuen Saisonbereinigungsverfahrens *Census X-12-ARIMA* auf die aktuelle Wirtschaftsanalyse in Deutschland«, Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe der Deutschen Bundesbank, Diskussionspapier 7/99.

Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose (2014), *Deutsche Wirtschaft stagniert – jetzt Wachstumskräfte stärken*, Gemeinschaftsdiagnose Herbst 2014, Berlin.

Statistisches Bundesamt (2014b), *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen Vierteljährliche Berechnungen des Inlandsprodukts nach ESVG 1995 – Methoden und Grundlagen –*, Fachserie 18, Reihe S. 23, Wiesbaden.

Die Saisonbereinigung im ifo Konjunkturtest – Umstellung auf das X-13ARIMA-SEATS-Verfahren

32

Stefan Sauer und Klaus Wohlrabe

Saisonbereinigungsverfahren sind Methoden zur Eliminierung sich jährlich wiederholender Muster in Zeitreihen. Die Saisonbereinigung ist auch bei der Berechnung der Ergebnisreihen des ifo Konjunkturtests ein elementarer Bestandteil. Ab Januar 2015 erfolgt hier eine Umstellung der Methode vom bisher verwendeten ASA-II-Verfahren auf das vom U.S. Bureau of the Census entwickelte und international weit verbreitete X-13ARIMA-SEATS-Verfahren. Damit wird die Saisonbereinigung internationalen Standards angepasst, so dass eine noch bessere Vergleichbarkeit mit der amtlichen Statistik entsteht. Im Zuge dessen werden die Zeitreihen in Zukunft ohne Witterungsbereinigung ausgewiesen. Stattdessen werden Variablen, die signifikante Arbeitstageeffekte aufweisen, zusätzlich einer arbeitstäglichen Bereinigung unterzogen. Der vorliegende Artikel legt im Folgenden zunächst grundlegende Konzepte von Saisonbereinigungsverfahren dar, anschließend wird die Methodik von X-13ARIMA-SEATS näher beschrieben. Ein besonderes Augenmerk liegt dabei auf den verschiedenen Parametereinstellungen, wie etwa der Wahl der Saison- und der Trendfilter. Diese können für jede Zeitreihe individuell gewählt werden und ermöglichen somit eine hohe Anpassungsfähigkeit an die unterschiedlichen Gegebenheiten der jeweiligen Reihen. Abschließend werden die im Zuge der Umstellung zum Teil veränderten Eigenschaften der Zeitreihen sowie die Vorteile der neuen Vorgehensweise explizit erläutert.

Einführung in die Saisonbereinigung und grundlegende Modellansätze

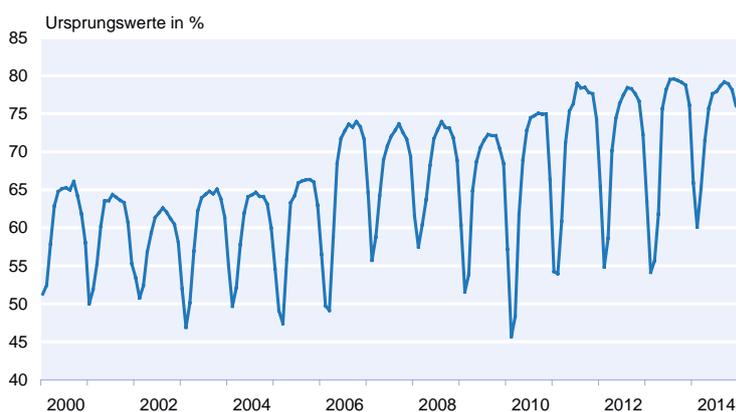
In zahlreichen ökonomischen Statistiken und Zeitreihen sind regelmäßig wiederkehrende Muster innerhalb eines Jahres sichtbar, die die interessierenden trendmäßigen und konjunkturbedingten Strukturen überlagern. So schwankt etwa die Arbeitslosenquote beträchtlich im Jahresverlauf, mit ihrem Höchststand in den Wintermonaten, oder die Einzelhandelsumsätze steigen in jedem Jahr beträchtlich in der Vorweihnachtszeit. Ursachen für derartige saisonale Veränderungen sind zu meist in jahreszeitlichen oder institutionel-

len Einflüssen, wie etwa Lufttemperaturen, Feiertagen oder Ferien, zu finden.

Auch viele Zeitreihen des ifo Konjunkturtests weisen eine deutlich erkennbare Saisonfigur auf. Abbildung 1 veranschaulicht dies am Beispiel des von den Umfrageteilnehmern gemeldeten Auslastungsgrades der Gerätekapazitäten im Bauhauptgewerbe. Dieser verringert sich in jedem Jahr in den Wintermonaten spürbar und beginnt, nach dem Einsetzen einer für das Baugewerbe günstigeren Witterung im Frühjahr wieder auf ein erheblich höheres Niveau zu steigen. Um bei der Interpretation von konjunkturellen Entwicklungen falsche Rückschlüsse zu vermeiden, werden daher in den Zeitreihen des ifo Konjunkturtests Bewegungen, die sich im Jahresrhythmus wiederholen, durch eine Saisonbereinigung ausgeschaltet.

Zusammenfassende Überblicke über die historische Entwicklung von Saisonbereinigungsverfahren und deren Methodik finden sich unter anderem in Hylleberg (1992) sowie in Edel et al. (1997). Die grundlegende Idee ist es, die Ursprungszeitreihe (U) in systematische Komponenten und einen irregulären Rest zu zerlegen und anschließend den Saisoneffekt herauszurechnen. Jede dieser Komponenten beinhaltet unterschiedliche Einflüsse auf die Zeitreihe. Bei den systematischen

Abb. 1
Kapazitätsauslastung im Bauhauptgewerbe



Quelle: ifo Konjunkturtest.

Tab. 1
Komponentenzerlegung einer Zeitreihe

Komponente	Ursache
Glatte Trend-Zyklus Komponente	Langfristiger Trend und konjunkturelle Bewegungen
Saisunkomponente	Jährlich wiederkehrende Schwankungen
Witterungskomponente (optional)	Außergewöhnliche Wettereinflüsse
Arbeitstagekomponente (optional)	Unterschiedliche Länge und arbeitstägliche Zusammensetzung der Monate/Quartale
Irreguläre Komponente	Kurzfristige Schwankungen, singuläre Effekte

Quelle: Zusammenstellung des ifo Instituts.

Komponenten in den Ursprungswerten der Zeitreihen handelt es sich üblicherweise um eine Trendkomponente (T), die auf den langfristigen Entwicklungspfad der Reihe zurückzuführen ist, und eine Konjunkturkomponente (K), in der zyklische Bewegungen mit einer Periodenlänge von mehreren Jahren zum Ausdruck kommen. Diese beiden Komponenten werden zumeist zur sogenannten glatten Trend-Konjunktur-Komponente (TK) zusammengefasst. Zudem zählt auch die Saisonkomponente (S), die sich im Jahresrhythmus wiederholt, zu den systematischen Einflüssen. Optional kann das Komponentenmodell zusätzlich um eine Witterungskomponente (W), die außergewöhnliche Wetterverhältnisse oder die unterschiedliche Intensität von Schnee und Frost im Winter erklärt, und/oder um eine Arbeitstagekomponente (A), die die Anzahl der Werkzeuge eines Monats berücksichtigt, erweitert werden. Im irregulären Rest (I) sind alle zuvor nicht erfassten, vor allem kurzfristigen und zufälligen Einflüsse auf die Zeitreihe enthalten, wie z.B. Auswirkungen von Streiks sowie Kurzfristreaktionen auf wirtschaftspolitische Maßnahmen oder sonstige wichtige Ereignisse.

Die einzelnen Komponenten können auf unterschiedliche Arten zueinander in Beziehung gesetzt werden. Als gängigste Modellansätze haben sich in der Praxis die additive Zeitreihenzerlegung, bei der sich die Komponenten zu jedem Zeitpunkt t zum Ursprungsreihenwert U_t aufsummieren sowie die multiplikative Zerlegung herauskristallisiert:

additive Zerlegung: $U_t = TK_t + S_t + (W_t) + (A_t) + I_t$.
 multiplikative Zerlegung: $U_t = TK_t * S_t * (W_t) * (A_t) * I_t$.

Eine saisonbereinigte Reihe enthält dann nach dem Herausrechnen der Saison sowie gegebenenfalls von Witterung und/oder Arbeitstageeffekten nur noch die glatte Trend-Konjunktur-Komponente sowie die irreguläre Komponente. Dies geschieht im additiven Modell durch Subtraktion der Saisonkomponente und im multiplikativen Ansatz entsprechend durch Division.

Da es nicht möglich ist, die genauen Ausprägungen der einzelnen Komponenten einer Zeitreihe zu beobachten, gibt es auch keine »objektiv richtige« Komponentenzerlegung

(vgl. Abberger und Nierhaus 2009). In der Praxis kommt infolgedessen eine Vielzahl von Saisonbereinigungsverfahren zur Anwendung, die zum Teil große methodische Unterschiede aufweisen. International am häufigsten angewendet werden die vom U.S. Bureau of the Census entwickelten sogenannten Census-Modelle, denen gleitende Durchschnittsverfahren zugrunde liegen. Von der ursprünglichen Census-X-11-Version (vgl. Shishkin et al. 1967) gibt es inzwischen die Weiterentwicklungen X-12-ARIMA sowie X-13ARIMA-SEATS (U.S. Bureau of the Census 2011; 2013).

In Deutschland finden diese Verfahren unter anderem bei der Deutschen Bundesbank, dem Statistischen Bundesamt und in den Statistiken der Bundesagentur für Arbeit Anwendung. Das Statistische Bundesamt verwendet zusätzlich auch das auf Regressionsansätzen basierende Berliner Verfahren BV4.1 (vgl. Speth 2004) zur Bereinigung seiner Zeitreihen, das Statistische Amt der Europäischen Union (Eurostat) greift dagegen überwiegend auf das Verfahren TRAMO-SEATS (vgl. Gomez und Maravall 1996) zurück.

Im ifo Konjunkturtest wurde bisher das ASA-II-Verfahren zur Saisonbereinigung verwendet. Dieses ist in seinen Grundzügen aus einer Zusammenarbeit des ifo Instituts mit dem HWWA Institut für Wirtschaftsforschung in Hamburg sowie dem Rheinisch-Westfälischen Institut für Wirtschaftsforschung in Essen entstanden (vgl. Danckwerts et al. 1970) und wurde in verschiedenen Weiterentwicklungen speziell auf die Gegebenheiten der Konjunkturtestreihen abgestimmt (vgl. Goldrian 1973; 1993). Die Ergebnisse des ASA-II-Verfahrens wurden in mehreren Studien im Hinblick auf ihre Prognosegüte hinsichtlich der aktuellen konjunkturellen Tendenz empirisch analysiert. Dabei war das ASA-II-Verfahren sowohl bei Verwendung der glatten Komponente als auch bei den saisonbereinigten Werten sehr treffsicher (vgl. Goldrian und Lehne 1998; Goldrian 2004).

Die Berechnung der Saisonkomponente erfolgte jedoch unter der Annahme, dass sich das Saisonmuster der Reihen in seinem Mittelwert sowie in der Abhängigkeitsstruktur der Werte in einem dafür festgelegten Zeitraum von 18 Jahren allenfalls geringfügig ändert und daher als konstant angesehen werden kann. Wie sich allerdings in Abbildung 1 bereits mit bloßem Auge erkennen lässt, ist die Annahme einer konstanten Saisonfigur inzwischen nicht mehr für alle Reihen aufrechtzuhalten. Sowohl der Mittelwert der Kapazitätsauslastung im Bauhauptgewerbe als auch die Schwankungsamplitude innerhalb eines Jahres haben sich seit Mitte des vergangenen Jahrzehnts merklich erhöht. Dies trifft auch für andere Zeitreihen vorwiegend im Baugewerbe zu. Dementsprechend kann die Saisonbereinigung unter Annahme ei-

nes konstanten Musters in diesen Fällen zu verzerrten Ergebnissen führen, die noch Saisonmuster enthalten.

Deshalb hat sich das ifo Institut für die Umstellung des Saisonbereinigungsverfahrens von ASA-II auf das X-13ARIMA-SEATS-Verfahren entschlossen. Der größte Vorzug dieser international sehr anerkannten und weit verbreiteten Methode besteht darin, dass durch die zahlreichen Parametereinstellungen flexibler auf die individuellen Gegebenheiten der verschiedenen Zeitreihen, wie zum Beispiel sich verändernde Saisonmuster, eingegangen werden kann. Ein weiterer Vorteil ist, dass damit die Notwendigkeit einer zeitlichen Begrenzung der Bereinigung auf 18 Jahre entfällt. Mit der Umstellung des Verfahrens können die gesamtdeutschen Konjunkturtestreihen daher durchgehend bis zu ihrem Beginn im Januar 1991 bereinigt werden statt wie zuletzt lediglich bis Januar 1997.

Diese Umstellung hat Änderungen der Verläufe der verschiedenen saisonbereinigten Zeitreihen zur Folge. Nach der Beschreibung des neuen Saisonbereinigungsverfahrens werden daher in graphischen Darstellungen auf diese Unterschiede hingewiesen und in Vergleichsrechnungen Kennzahlen zur Beurteilung der Leistungsfähigkeit des neuen Verfahrens erörtert.

Das X-13ARIMA-SEATS-Verfahren

Die sogenannten Census-Verfahren wurden im U.S. Bureau of the Census entwickelt und sind die auf der Welt von Statistikämtern, Universitäten und sonstigen Institutionen am meisten benutzten Saisonbereinigungsverfahren. Der grundlegende Ansatz dazu wurde mit der X-11-Methode (vgl. Shishkin et al. 1967) gelegt, die eine Weiterentwicklung in der X-11-ARIMA-Methode (vgl. Dagum 1980) fand. Darin brachte die Option für das Anreichern der Reihen mit Forecasts und Backcasts aus ARIMA-Modellen (AutoRegressive

Integrated Moving Average) vor der eigentlichen Saisonbereinigung eine Verbesserung der Schätzeigenschaften am Reihenrand mit sich. Eine Fortentwicklung des ARIMA-Ansatzes durch das US Census Bureau erfolgte in der Version X-12-ARIMA, die zusätzlich weitere Diagnosewerkzeuge zur Beurteilung der Leistungsfähigkeit der Saisonbereinigung bot. Die neueste Version der Census-Verfahren, die auch zukünftig zur Bereinigung innerhalb des ifo Konjunkturtests zum Einsatz kommen wird, ist das X-13ARIMA-SEATS-Verfahren. Die wichtigste Neuerung gegenüber der Vorgängerversion ist die Integration der SEATS-Prozedur (Signal Extraction in ARIMA Time Series), die ursprünglich in der Banco de España entwickelt wurde (vgl. Gomez und Maravall 1996).

Die Saisonbereinigung mit dem X-13ARIMA-SEATS-Verfahren basiert in seinen Grundzügen auf folgender Methodik: Neben der Wahl der Verknüpfung der Komponenten (zumeist additiv oder multiplikativ) müssen zunächst keine expliziten Modellspezifikationen getroffen werden. Als vorbereitender Schritt werden die Zeitreihen an den Rändern mit einem ARIMA-Ansatz durch Schätzwerte verlängert. Dadurch kann die Saisonbereinigung komplett mit symmetrischen Saison- und Trendfiltern durchgeführt werden. Dies hilft bei der Vermeidung von Verzerrungen der Ergebnisse durch asymmetrische Filter. Vor Beginn der eigentlichen Saisonbereinigung können darüber hinaus bereits Witterungs- oder Arbeitstageeffekte sowie Extremwerte, die bei der Bestimmung der Saisonfaktoren zu einem zu großen Einfluss des irregulären Rests und somit zu Verzerrungen führen könnten, per Regressionsansatz aus den Zeitreihen eliminiert werden.

Der Berechnung der Zeitreihenkomponenten, die den Kern der Saisonbereinigung darstellt, liegen verschiedene Filterverfahren auf Basis von gleitenden Durchschnitten zugrunde. Dabei wird zuerst mit Hilfe eines Trendfilters die glatte Komponente geschätzt und aus der Zeitreihe herausgerech-

Tab. 2
Grundzüge des X-13ARIMA-SEATS-Verfahrens

	Schritte	Methode
1. Vorbereitende Bearbeitung der Zeitreihen	Verlängerung der Zeitreihen zur Vermeidung von Randwertproblemen	ARIMA-Ansätze
	Optionale Eliminierung von Witterungs- und Arbeitstageeffekten, Extremwertbehandlung	Regressionsansätze
2. Iterativer Kernprozess der Saisonbereinigung	Schätzung der glatten Trend-Konjunktur-Komponente	Trendfilter mit gleitenden Durchschnitten
	Berechnung der rohen Saisonkomponente	Herausrechnen der geschätzten glatten Komponente aus der Ursprungsreihe
	Schätzung der Saisonkomponente	Saisonfilter mit gleitenden Durchschnitten
	Ermittlung der saisonbereinigten Zeitreihen	Herausrechnen der geschätzten Saisonkomponente aus der Ursprungsreihe
3. Diagnose der Qualität der Bereinigung	Überprüfung auf noch vorhandene Saison- oder Kalendereffekte	Statistische Tests und Spektralanalyse
	Überprüfung der verwendeten Einstellungen	Berechnung verschiedener Kennzahlen

Quelle: Zusammenstellung des ifo Instituts.

net, so dass nur noch die Saisonkomponente und der irreguläre Rest übrig bleiben. Diese beiden Komponenten zusammen werden auch als rohe Saisonkomponente bezeichnet. Aus dieser rohen Saisonkomponente wird mit einem Saisonfilter, der wiederum auf einem gleitenden Durchschnittsverfahren basiert, die irreguläre Komponente ausgeschaltet, und man erhält eine Schätzung der Saisonkomponente. Durch Eliminierung dieser Saisonkomponente aus der Ursprungszeitreihe ergibt sich die saisonbereinigte Zeitreihe. Dieses Verfahren wiederholt sich über mehrere Iterationsstufen, bis die endgültige Komponentenzersetzung und somit die saisonbereinigte Zeitreihe feststeht.

Abschließend bietet das X-13ARIMA-SEATS-Verfahren verschiedene Diagnoseinstrumente und Kennzahlen, die die Qualität der Saisonbereinigung beschreiben und Hinweise auf eventuelles Optimierungspotenzial bei der Wahl der Filter oder anderer Einstellungen geben können. So wird unter anderem getestet, ob gewählte Regressoren zur Eliminierung von Arbeitstage- oder sonstigen Effekte geeignet sind oder ob noch systematische Muster in den bereinigten Reihen zu erkennen sind.

Die Census-Verfahren haben zahlreiche Vorteile. Neben der großen Auswahl an zusammenfassenden Kennzahlen und Kontrollstatistiken sowie den ARIMA-Ansätzen zur Reduzierung der Randwertproblematik bieten vor allem die verschiedenen Optionen bei der Durchführung der einzelnen Schritte ein hohes Maß an Flexibilität. Gleichzeitig ist dies aber auch ein Ansatzpunkt für Kritiker, die die Unübersichtlichkeit des Verfahrens bemängeln oder gar eine Möglichkeit für Manipulationen sehen (vgl. Creutz 1979, S. 117 ff.). Eine ausführliche Dokumentation der verwendeten Einstellungen ist daher unerlässlich.

Zur Wahl des Modells und der Parameter-einstellungen

Modellwahl der Komponentenzersetzung

Die Entscheidung für die Art der Komponentenzersetzung der Konjunkturtestreihen fällt zwischen den beiden gängigsten Ansätzen, dem additiven und dem multiplikativen Modell. Beim additiven Modell summieren sich die einzelnen Komponenten zur Ursprungszeitreihe auf. Die Saisonkomponente und der irreguläre Rest sind demnach absolute Abweichungen vom Niveau der Trend-Konjunktur-Komponente. Im multiplikativen Modell wird die Ursprungszeitreihe dagegen als Produkt dargestellt, so dass die einzelnen Komponenten relative Einflüsse widerspiegeln. Ein Saisonfaktor von 1,05 in einem Monat würde also das Zeitreihenniveau um 5% anheben. Der absolute Anstieg ist damit abhängig vom aktuellen Niveau der Zeitreihe.

Das multiplikative Modell impliziert demzufolge einen Zusammenhang der saisonalen Schwankungsmuster mit dem Reihenniveau. Für den Fall der Konjunkturtestreihen würde dies größere saisonale Ausschläge in konjunkturell sehr günstigen Zeiten bedeuten. Da bei Konjunkturtestreihen kein solcher Zusammenhang festgestellt werden konnte und man daher davon ausgehen kann, dass die saisonalen Ausschläge nicht vom Zeitreihenniveau abhängen, ist das additive Modell zulässig. Dieses bietet den Vorteil der einfacheren Interpretation der einzelnen Zeitreihenkomponenten. Da das multiplikative Modell darüber hinaus lediglich auf Zeitreihen mit ausschließlich positiven Werten anwendbar ist, fällt die Entscheidung für das Modell der Komponentenzersetzung auf den *additiven Ansatz*.¹

Wahl der Trend- und Saisonfilter

Zur Annäherung der glatten Trend-Konjunktur-Komponente werden verschiedene Filter verwendet, die auf gleitenden Durchschnittsverfahren (Moving Averages) basieren (vgl. Ladiray und Quenneville 2001, S. 25). Gleitende Durchschnitte einer Zeitreihe $X(t)$ lassen sich in folgender Form darstellen:

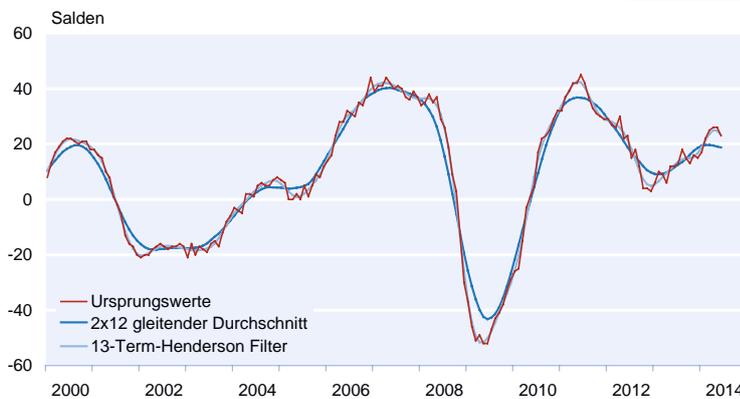
$$M[X(t)] = \sum_{k=-p}^{+f} \theta_k X_{t+k}.$$

Ausschlaggebend für das Ergebnis des Filterverfahrens ist zum einen die Wahl der Gewichte θ_k und zum anderen die Festlegung der Parameter p und f , die den Stützbereich des gleitenden Durchschnitts bestimmen. Zumeist wird ein symmetrischer Stützbereich gewählt, das heißt $p = f$, so dass der gesamte Stützbereich eine ungerade Anzahl an Werten enthält. Als Standardeinstellung für die gleitenden Durchschnitte werden für Monatsdaten 13 Werte gewählt ($p = f = 6$), um Schwingungen mit Perioden von weniger als einem Jahr aus der Zeitreihe zu filtern. In den ersten Iterationsstufen kommt der 2x12-gleitende Durchschnitt zum Einsatz. Dieser minimiert die Verzerrungen durch evtl. in der Reihe vorhandene Extremwerte, da er stärker glättet (vgl. Abb. 2). Auf der letzten Iterationsstufe wird dagegen ein Henderson-Filter verwendet (vgl. Henderson 1916). Dessen Variabilität hängt entscheidend vom gewählten Stützbereich ab. Je kürzer dieser gewählt wurde, desto weniger glatt verläuft die Trend-Konjunktur-Komponente.

Je variabler die glatte Komponente ist, desto wahrscheinlicher wird es jedoch, dass das Verfahren nicht alle Saisoneffekte herausfiltern kann. Allerdings erhöht sich bei einem kürzeren Stützbereich die Stabilität des Saisonbereinigerfahrens. Daher wurde individuell für die Konjunkturtestreihen der Stützbereich so kurz wie möglich gewählt, allerdings

¹ Die Saldenmethode zur Aggregation der Mikrodaten des ifo Konjunkturtests impliziert, dass die entsprechenden Indikatoren Werte zwischen -100 und +100 annehmen können.

Abb. 2
Vergleich verschiedener Trendfilter
Geschäftslage im Verarbeitenden Gewerbe



Quelle: ifo Konjunkturtest.

unter der Nebenbedingung, dass in den bereinigten Reihen kein signifikantes Saisonmuster mehr erkennbar ist. In Tabelle 3 finden sich die Gewichte der Trendfilter für verschiedene Stützbereiche. Das Gewichtungsschema resultierte aus den beiden von Henderson an den Filter gestellten Bedingungen, dass dieser Polynome vom Grade kleiner als 4 unverändert lässt und die Varianz der dritten Differenzen der Zeitreihe minimiert (vgl. Abberger und Nierhaus 2009).

Dem Saisonfilter zur Berechnung der Saisonkomponente liegt ebenfalls ein gleitendes Durchschnittsverfahren zugrunde.

Dazu werden zunächst aus der rohen Saisonkomponente zwölf Unterreihen gebildet, in denen jeweils die Werte gleicher Kalendermonate zusammengefasst sind (bei Quartalswerten werden dementsprechend vier Unterreihen gebildet). Für die Schätzung der monatspezifischen Saisoneffekte stehen standardmäßig 3 x 3-, 3 x 5-, 3 x 9- sowie 3 x 15-gleitende Durchschnitte zur Verfügung. Außerdem steht auch ein stabiler Saisonfilter zur Auswahl, der nur den Mittelwert aller Werte des gleichen Monats bildet. Die Anwendung dieses Filters unterstellt, dass das Saisonmuster konstant ist und sich über die Jahre nicht verändert. Die Gewichte verschiedener Filter sind in Tabelle 4 ersichtlich. Kürzere Stützbereiche haben dabei eine höhere Sensibilität für

Schwankungen im Saisonmuster. Der Vorteil von größeren Stützbereichen liegt wiederum in der besseren Stabilität der Ergebnisse, allerdings wächst auch das Risiko, nicht alle Saisonauschläge aus der Reihe zu eliminieren. Daher wurden die Stützbereiche der Saisonfilter für die verschiedenen Zeitreihen jeweils so groß wie möglich gewählt, erneut unter der Bedingung, dass im Anschluss kein signifikantes Saisonmuster mehr in der bereinigten Reihe zu erkennen ist. Nach dieser Methode konnte der Saisonfilter für alle Reihen individuell gewählt werden. Dabei erwies sich auch der stabile Filter für einige Zeitreihen als angemessen.

Tab. 3
Gewichte der Trendfilter

Filter	θ_{t-6}	θ_{t-5}	θ_{t-4}	θ_{t-3}	θ_{t-2}	θ_{t-1}	θ_t	θ_{t+1}	θ_{t+2}	θ_{t+3}	θ_{t+4}	θ_{t+5}	θ_{t+6}
2x12-gleitender Durchschnitt	1/24	1/12	1/12	1/12	1/12	1/12	1/12	1/12	1/12	1/12	1/12	1/12	1/24
13-Term-Henderson-Filter	-0,019	-0,028	0,000	0,066	0,147	0,214	0,240	0,214	0,147	0,066	0,000	-0,028	-0,019
9-Term-Henderson-Filter			-0,041	-0,010	0,118	0,267	0,331	0,267	0,118	-0,010	-0,041		
7-Term-Henderson-Filter				-0,059	0,059	0,294	0,413	0,294	0,059	-0,059			
5-Term-Henderson-Filter					-0,073	0,294	0,559	0,294	-0,073				

Quelle: Zusammenstellung des ifo Instituts.

Tab. 4
Gewichte der Saisonfilter

Filter	θ_{t-5}	θ_{t-4}	θ_{t-3}	θ_{t-2}	θ_{t-1}	θ_t	θ_{t+1}	θ_{t+2}	θ_{t+3}	θ_{t+4}	θ_{t+5}
3x3-gleitender Durchschnitt				1/9	2/9	3/9	2/9	1/9			
3x5-gleitender Durchschnitt			1/15	2/15	3/15	3/15	3/15	2/15	1/15		
3x9-gleitender Durchschnitt	1/27	2/27	3/27	3/27	3/27	3/27	3/27	3/27	3/27	2/27	1/27
Stabiler Filter	Mittelwert über alle Werte mit gleichem Kalendermonat										

Quelle: Zusammenstellung des ifo Instituts.

Die beschriebenen Filtereinstellungen müssen in Zukunft regelmäßig überprüft werden. Sollten in den Eigenschaften der Zeitreihen Änderungen auftreten, so dass die zuvor gewählten Stützbereiche der Trend- und Saisonfilter nicht mehr zu dem gewünschten Ergebnis einer bereinigten Reihe ohne jegliche Saisonmuster führen, können die Einstellungen ohne großen Aufwand angepasst werden.

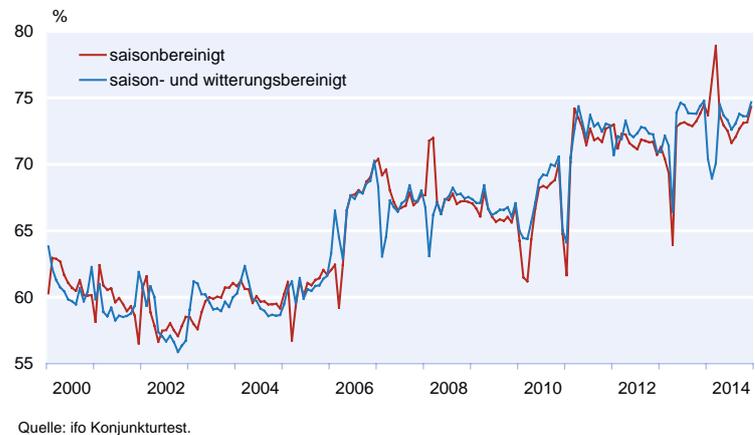
Behandlung des Witterungseinflusses

Bislang wurde im Zuge der Saisonbereinigung der Konjunkturtestreihen auch eine Witterungsbereinigung durchgeführt. Insbesondere Zeitreihen aus dem Baubereich weisen einen engen Zusammenhang mit der Witterung auf. Aber auch in anderen Bereichen, wie etwa der Verkehrswirtschaft oder manchen Handelsbereichen, kann schlechtes Wetter stark bremsend wirken. Zur Berücksichtigung unterschiedlichen Wetters steht dem ifo Institut im Rahmen seiner Umfragen ein guter Indikator zur Verfügung, da die Unternehmen der Baubranche monatlich gefragt werden, ob ihre Geschäftstätigkeit durch ungünstige Witterung behindert wurde. Der prozentuale Anteil der Unternehmen, die vom Wetter beeinträchtigt sind, diente bisher als Indikator für die Witterungsbereinigung. Dessen Erklärungseigenschaften wurden anhand mehrerer nach Monaten getrennter Regressionsanalysen mit Reihen aus dem Bausektor überprüft, vor allem in den ersten Quartalen der Jahre erklärte der Indikator dabei einen Großteil der Varianz (vgl. Goldrian 1993).

Kritiker wenden jedoch gegen eine Witterungsbereinigung ein, dass der Einfluss der Witterung in der saisonbereinigten Reihe erkennbar bleiben sollte, da er als ein wesentlicher Bestimmungsfaktor in die Konjunkturbeurteilung eingeht. Auch aus den Richtlinien des Statistischen Amtes der Europäischen Union zur Saisonbereinigung geht hervor, dass Witterungseinflüsse in der bereinigten Reihe nicht unterdrückt werden sollten (vgl. Eurostat 2009). Andere wirtschaftliche Zeitreihen, wie etwa die vom Statistischen Bundesamt veröffentlichten amtlichen Statistiken, werden ebenfalls ohne Witterungsbereinigung ausgewiesen.

Dass die Entscheidung für oder gegen eine Witterungsbereinigung einen enormen Einfluss auf die bereinigte Reihe und die daraus resultierende Interpretation haben kann, zeigt sich in Abbildung 3 wiederum am Beispiel der Kapazitätsauslastung im Bauhauptgewerbe. Speziell im ersten Quartal mancher Jahre sind zum Teil massive Abweichungen durch die Beseitigung der Witterungseinflüsse zu erkennen. Während 2014 beispielsweise die Witterungsbereinigung den Verlauf der Zeitreihe im ersten Quartal aufgrund der für die Jahreszeit ungewöhnlich milden Temperaturen kräftig nach

Abb. 3
Auswirkung der Witterungsbereinigung
Kapazitätsauslastung im Bauhauptgewerbe



Quelle: ifo Konjunkturtest.

unten korrigierte, blieb dieser Witterungseinfluss in der zweiten Variante im irregulären Rest, weshalb die Kurve stark anstieg. Zu Beginn des vorangegangenen Jahres führte der besonders frostige Winter dagegen zu dem umgekehrten Effekt, so dass die witterungsbereinigte Reihe höher lag.

Nach Abwägung der Vor- und Nachteile einer Witterungsbereinigung werden die Konjunkturtestreihen in Zukunft nicht mehr witterungsbereinigt ausgewiesen. Hauptgrund für diese Entscheidung ist, dass sich auch in den realwirtschaftlichen Bezugsdaten ungewöhnliche Witterungseinflüsse widerspiegeln. So hat sich etwa die saisonbereinigte Bauproduktion zu Jahresbeginn 2014 aufgrund des milden Winterwetters kräftig erhöht (vgl. Wollmershäuser et al. 2014). Zur Beschreibung oder Prognose solcher Vergleichsgrößen eignen sich daher Konjunkturtestreihen ohne eine Ausschaltung der Witterungskomponente besser.

Behandlung des arbeitstäglichen Einflusses

Die unterschiedliche Anzahl der Arbeitstage eines Monats kann einen weiteren Sondereinfluss auf den Verlauf von ökonomischen Zeitreihen darstellen (vgl. Bell und Hillmer 1983). Insbesondere auf Produktions-, Auftragseingangs- oder Umsatzreihen üben arbeitstägliche Effekte eine signifikante Wirkung aus. Für Reihen, in denen ein signifikanter Kalendereffekt sichtbar ist, macht daher eine arbeitstägliche Bereinigung Sinn. Die resultierenden Zeitreihen sind dann unabhängig von der Länge bzw. der Zusammensetzung der Monate (Anzahl der Montage, Dienstage etc., Anzahl der Arbeitstage bzw. der Wochenend- und Feiertage).

Hinweise auf arbeitstägliche Effekte liefern unter anderem Spektralanalysen, die das X-13ARIMA-SEATS-Programm bei der Bereinigung standardmäßig durchführt. In den Ergebniszeitreihen des ifo Konjunkturtests ist ein Kalendereffekt nur in einigen Variablen nachweisbar, die sich auf den aktuellen Monat bzw. auf den Vormonat beziehen. Die ar-

beitstägliche Bereinigung kommt daher bei der aktuellen Geschäftslage sowie im Verarbeitenden Gewerbe bei der Vormonatsentwicklung von Produktion, Nachfragesituation und Auftragsbeständen zum Einsatz. Andere Variablen, wie Geschäftserwartungen, Produktions- oder Personalpläne, die sich auf zukünftige Entwicklungen beziehen, weisen dagegen keine arbeitstäglichen Effekte auf und werden daher lediglich saisonbereinigt.

Die Berechnung der Arbeitstagekomponente erfolgt analog zur Witterung anhand eines Regressionsansatzes. Dazu wird als unabhängige Variable eine Reihe mit den Abweichungen der Monate von der durchschnittlichen Arbeitstageanzahl verwendet. Diese wurde aus der Arbeitstagereihe der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung des Statistischen Bundesamtes errechnet (vgl. Statistisches Bundesamt 2014).

Ergebnisse der neuen Saisonbereinigungsmethode im ifo Konjunkturtest

Änderungen in den Verläufen der Zeitreihen

Die beschriebene Umstellung hat Änderungen in den Verläufen aller bereinigten Zeitreihen zur Folge. Dies betrifft demzufolge auch den meistbeachteten Indikator des Konjunkturtests, den ifo Geschäftsklimaindex für die gewerbliche Wirtschaft Deutschlands, der sich aus den Meldungen der Unternehmen aus dem Verarbeitenden Gewerbe, dem Bauhauptgewerbe sowie dem Groß- und Einzelhandel zu Geschäftslage und -erwartungen zusammensetzt (vgl. Seiler und Wohlrabe 2013). Am grundsätzlichen Verlauf sowie am Niveau der Zeitreihe ändert sich zwar wenig, allerdings können die beiden Bereinigungsmethoden in manchen Monaten verschieden große Ausschläge oder in Einzelfällen sogar unterschiedliche Tendenzen anzeigen. In 8% der Monate zeigt die neue Methode eine entgegengerichtete Tendenz an. Diese treten vor allem in den Monaten Januar bis März auf, in

denen die Witterungsbereinigung einen größeren Einfluss hatte. So fielen etwa die Aufschwungsphasen zu Beginn der Jahre 2012 und 2013 mit der neuen Methode etwas weniger stark aus als zuvor (vgl. Abb. 4). Im Jahresverlauf 2014 war die Abwärtsbewegung des Geschäftsklimaindex nach der neuen und der bisherigen Bereinigungsmethode fast identisch. Der darauffolgende Anstieg im November und Dezember war mit beiden Methoden ebenfalls nahezu gleich.

In Abbildung 5 sind für die gewerbliche Wirtschaft sowie für die Sektoren Verarbeitendes Gewerbe, Bauhauptgewerbe, Groß- und Einzelhandel sowie das Dienstleistungsgewerbe die Verläufe der Geschäftslage und der Erwartungen dargestellt. Hier ist zu erkennen, dass sich die Kurven überwiegend sehr ähnlich sind. Die in manchen Monaten abweichenden Verläufe der Geschäftslagevariablen sind zu einem großen Teil auf die arbeitstägliche Bereinigung zurückzuführen. Betrachtlich verändert haben sich lediglich die Geschäftserwartungen im Bauhauptgewerbe. Hier führte die Annahme einer konstanten Saisonfigur mit dem ASA-II-Verfahren nicht mehr zu der gewünschten Eliminierung der Saisonfigur, so dass keine klare Aussage über die zukünftige konjunkturelle Entwicklung des Baugewerbes mehr möglich war. Mit dem X-13ARIMA-SEATS-Verfahren ist diese jährlich gleiche zyklische Bewegung nicht mehr zu erkennen. So zeigte der Verlauf der Erwartungskurve seit Mitte des Jahres 2014 wieder nach oben und ist dafür im Dezember etwas gefallen.

Beurteilung der Leistungsfähigkeit des neuen Verfahrens

Vor dem Hintergrund der abweichenden Verläufe der bereinigten Zeitreihen stellt sich die Frage, welches Verfahren bzw. welche Einstellungen des Verfahrens am besten geeignet sind. Da der »wahre« saisonbereinigte Verlauf in der Realität nicht beobachtbar ist, kann die Güte einer Zeitreihenzerlegung lediglich anhand vergleichender statistischer Kriterien, wie etwa zur Stabilität der Ergebnisse am aktuellen Rand, oder durch die Analyse des Zusammenhangs mit

Zielzeitreihen (vgl. Goldrian und Lehne 1999) beurteilt werden. Dabei können die unterschiedlichen Kriterien für eine betreffende Zeitreihe von verschieden großer Bedeutung sein. Bei der Umstellung der Saisonbereinigung im ifo Konjunkturtest war es daher wichtig, dass die Kriterien mit höchster Priorität ihre zuvor bereits hohe Güte beibehalten oder sogar noch weiter verbessern.

Die wichtigste Eigenschaft einer saisonbereinigten Zeitreihe ist per Definition, dass sie keine erkennbaren Saisoneffekte mehr enthält. Neben der rein graphischen Betrachtung der Reihen, die schon erste Aufschlüsse über mögliche sich jährlich wiederholende Strukturen geben kann, testet das X-13ARIMA-

Abb. 4
ifo Geschäftsklimaindex
Gewerbliche Wirtschaft Deutschland

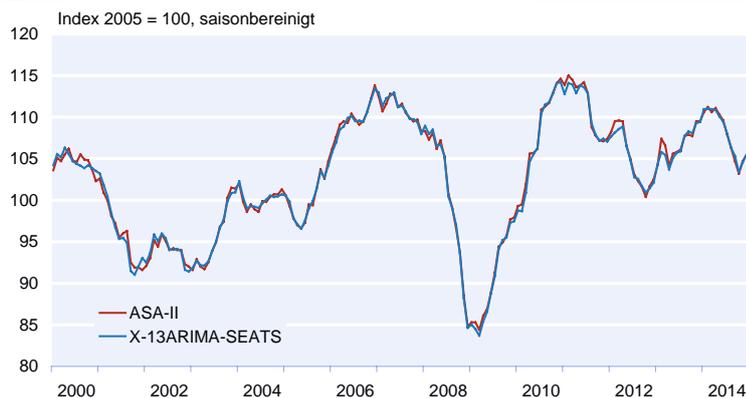
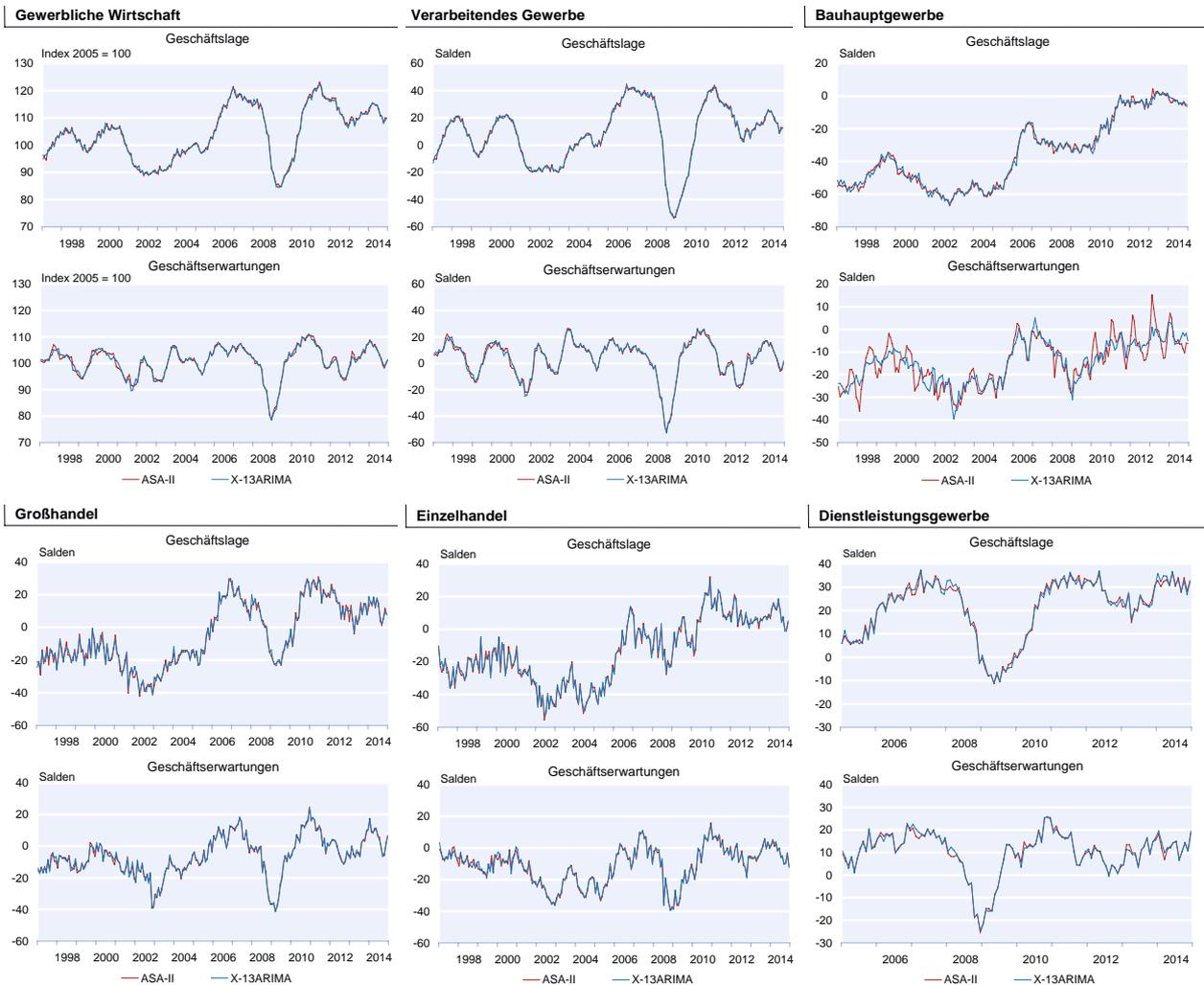


Abb. 5



Quelle: ifo Konjunkturtest.

SEATS-Programm die Ergebnisreihen standardmäßig mit einem F-Test (vgl. Higginson 1976) bzw. mit einer Spektralanalyse auf noch verbliebene Saisonalität und gibt gegebenenfalls eine Warnung aus. Die Parametereinstellungen des Verfahrens wurden daher für die jeweiligen Reihen so gewählt, dass in den Resultaten keine Saisonstrukturen mehr erkennbar sind.

Darüber hinaus gibt es gerade für viel beachtete Konjunkturindikatoren, wie den ifo Geschäftsklimaindex für die gewerbliche Wirtschaft, einige wünschenswerte Qualitätsmerkmale und Prognoseeigenschaften. So soll der Indikator unter anderem nach der Publikation keinen größeren Revisionen ausgesetzt sein sowie frühzeitige und möglichst eindeutige Hinweise auf den Konjunkturverlauf enthalten (vgl. Abberger und Wohlrabe 2006). Bei allen Saisonbereinigungsverfahren kommt es zu mehr oder weniger starken Änderungen der bereinigten Reihen, wenn die Ergebnisse neuer Erhebungsmonate miteinbezogen werden (vgl. Creutz 1979, S. 202). Da sich ein Wert des ifo Geschäftsklimas in der Folgezeit nach seiner Erstveröffentlichung aber so wenig

wie möglich ändern soll, erfolgt die Beurteilung der Eignung eines Saisonbereinigungsverfahrens unter anderem anhand von Kriterien, die auf das Ausmaß der durch die Einbeziehung aktueller Reihenwerte verursachten Revisionen abzielen. Das Bereinigungsverfahren muss demnach ein hohes Maß an Stabilität der Ergebnisse gewährleisten, insbesondere am aktuellen Rand. Darüber hinaus sollte sich eine anfangs angezeigte konjunkturelle Tendenz im Nachhinein nicht mehr ändern. Das heißt, wenn etwa ein Wert von einem Monat zum nächsten ansteigt, sollte diese Entwicklung auch nach eventuellen Revisionen bestehen bleiben.

Einige ausgewählte Reihen des Konjunkturtests wurden auf ihre Stabilität überprüft. Die Vergleichsrechnungen gingen dabei folgendermaßen vor: Die Reihen wurden zunächst sowohl mit X-13ARIMA-SEATS als auch mit ASA-II von Januar 1991 bis Januar 2008 saisonbereinigt. Unter sukzessiver Verlängerung der Ursprungsreihen um jeweils einen Wert wurde die Bereinigung mit beiden Methoden 77-mal wiederholt, so dass die letzte bereinigte Reihe bis Juni 2014 reicht und die Veränderungen der einzelnen Monatswerte

Tab. 5a
Stabilitätsmaße für den ifo Geschäftsklimaindex

Änderung in Indexpunkten	nach einem Monat		nach drei Monaten		nach einem Jahr		nach zwei Jahren	
	X- 13ARIMA- SEATS	ASA-II	X- 13ARIMA- SEATS	ASA-II	X- 13ARIMA- SEATS	ASA-II	X- 13ARIMA- SEATS	ASA-II
Durchschnitt	0,04	0,03	0,04	0,07	0,15	0,15	0,25	0,21
Median	0,03	0,02	0,03	0,07	0,13	0,13	0,23	0,20
Maximum	0,13	0,16	0,12	0,19	0,37	0,47	0,62	0,49

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Tab. 5b
Stabilitätsmaße für verschiedene Sektoren

Durchschnittliche Änderung in Saldenpunkten	nach einem Monat		nach drei Monaten		nach einem Jahr		nach zwei Jahren	
	X- 13ARIMA- SEATS	ASA-II	X- 13ARIMA- SEATS	ASA-II	X- 13ARIMA- SEATS	ASA-II	X- 13ARIMA- SEATS	ASA-II
Geschäftslage gewerbliche Wirtschaft	0,04	0,05	0,05	0,12	0,14	0,27	0,23	0,35
Geschäftserwartungen gewerbliche Wirtschaft	0,11	0,07	0,12	0,18	0,47	0,38	0,79	0,55
Geschäftslage Verarbeitendes Gewerbe	0,05	0,07	0,06	0,16	0,17	0,36	0,27	0,43
Geschäftserwartungen Verarbeitendes Gewerbe	0,15	0,09	0,17	0,22	0,69	0,48	1,09	0,67
Geschäftslage Bauhauptgewerbe	0,03	0,03	0,04	0,07	0,11	0,18	0,20	0,32
Geschäftserwartungen Bauhauptgewerbe	0,32	0,06	0,42	0,16	0,92	0,40	1,07	0,76
Geschäftslage Großhandel	0,08	0,07	0,08	0,11	0,19	0,34	0,25	0,47
Geschäftserwartungen Großhandel	0,07	0,06	0,07	0,15	0,19	0,38	0,27	0,50
Geschäftslage Einzelhandel	0,12	0,07	0,12	0,17	0,31	0,49	0,45	0,67
Geschäftserwartungen Einzelhandel	0,08	0,06	0,08	0,16	0,21	0,34	0,28	0,47

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

im Zeitverlauf analysiert werden können. Zur Quantifizierung des Ausmaßes der Revisionen können verschiedene Vergleichsmaße herangezogen werden. In Tabelle 5a sind die Veränderungen des ifo Geschäftsklimaindex für die gewerbliche Wirtschaft von seiner Erstveröffentlichung zum zweiten Monat bzw. nach drei Monaten sowie nach einem Jahr und nach zwei Jahren dargestellt. Für die gleichen Zeiträume bietet Tabelle 5b einen Überblick über die durchschnittliche Änderung in den für den Geschäftsklimaindex ausschlaggebenden Wirtschaftsbereichen.

Die Auswertung zeigt, dass der Geschäftsklimaindex von der ersten Veröffentlichung zum nächsten Monat mit beiden Verfahren sehr stabil ist. Die durchschnittliche Änderung liegt im zweiten Nachkommabereich und die maximale Revision bei 0,13 bzw. 0,16 Indexpunkten. Während das ASA-II-Verfahren hier im Durchschnitt minimal stabilere Werte liefert, ist die X-13ARIMA-SEATS-Methode zwischen drei Monaten und einem Jahr besser. Nach zwei Jahren ist die Stabilität zwar wieder mit dem ASA-II-Verfahren etwas höher, dies ist jedoch ausschließlich auf die Bereinigung der Geschäftser-

wartungen im Verarbeitenden Gewerbe sowie im Bauhauptgewerbe zurückzuführen, in denen das ASA-II-Verfahren allerdings zum Teil Probleme hatte, die Saisonkomponente komplett herauszufiltern. Die Analyseergebnisse weisen demzufolge darauf hin, dass das X-13ARIMA-SEATS-Verfahren mit den gewählten Parametereinstellungen aus Stabilitäts Gesichtspunkten sehr gut für die Saisonbereinigung im ifo Konjunkturtest geeignet ist.

Die Stabilität eines Verfahrens stellt zwar ein Kriterium mit sehr hoher Priorität dar, dabei sollten allerdings nicht die Auswirkungen auf die Aussagekraft sowie die Prognoseeigenschaften der Konjunkturtestreihen aus den Augen verloren werden. Besonders der Zusammenhang mit interessierenden Zielgrößen, beispielsweise im Rahmen von Konjunkturprognosen, ist dabei von großer Bedeutung. Korrelationsanalysen ergaben hier einen positiven Effekt der Umstellung des Saisonbereinigungsverfahrens. So erhöhte sich etwa die Korrelation des ifo Geschäftsklimaindex für die gewerbliche Wirtschaft mit den Jahreswachstumsraten des Bruttoinlandsprodukts durch die Umstellung der Saisonbe-

Tab. 6
Korrelationen der Geschäftsklimareihen im Verarbeitenden Gewerbe auf Zweistellerebene mit den Jahresveränderungsraten der Produktionsindizes

	ASA-II	X-13ARIMA-SEATS
Herstellung von Textilien	0,589	0,590
Herstellung von Bekleidung	0,391	0,396
Herstellung von Holz-, Flecht-, Korb- und Korkwaren (ohne Möbel)	0,573	0,577
Herstellung von Papier, Pappe und Waren daraus	0,562	0,561
Herstellung von Druckerz., Vervielf. V. Ton-, Bild-, Datenträgern	0,682	0,679
Kokerei und Mineralölverarbeitung	0,136	0,137
Herstellung von chemischen Erzeugnissen	0,645	0,643
Herstellung von Gummi- und Kunststoffwaren	0,736	0,737
Herstellung von Glaswaren, Keramik, Verarbeitung von Steinen und Erden	0,614	0,631
Metallerzeugung und -bearbeitung	0,609	0,610
Herstellung von Metallerzeugnissen	0,819	0,819
Herstellung von DV-Geräten, elektron. und optischen Erzeugnissen	0,709	0,709
Herstellung von elektrischen Ausrüstungen	0,739	0,743
Maschinenbau	0,806	0,808
Herstellung von Kraftwagen und Kraftwagenanteilen	0,630	0,631
Sonstiger Fahrzeugbau	0,183	0,184
Herstellung von Möbeln	0,715	0,722
Herstellung von sonstigen Waren	0,663	0,663

Quelle: ifo Konjunkturtest; Statistisches Bundesamt; Berechnungen des ifo Instituts.

reinigung leicht von 0,776 auf 0,784.² In Tabelle 6 sind als weitere Beispiele zur Veranschaulichung die Korrelationen der saisonbereinigten Geschäftsklimareihen im Verarbeitenden Gewerbe auf Zweistellerebene mit den Veränderungs-raten der vom Statistischen Bundesamt veröffentlichten Produktionsindizes für diese Bereiche über einen Zeitraum von Anfang 1997 bis Ende 2014 aufgelistet. Es lässt sich erkennen, dass die Korrelationen für die mit X-13ARIMA-SEATS bereinigten Reihen im überwiegenden Teil der Bereiche geringfügig höher sind als mit dem bisherigen Verfahren. Eine Untersuchung der Prognoseeigenschaften wurde in Henzel (2015) angestellt. Trotz eines erhöhten Augenmerks auf die Stabilitätseigenschaften der Zeitreihen, liefert die Bereini-gung durch X-13ARIMA-SEATS mit den beschriebenen Ein-stellungen demnach auch in Bezug auf die Prognosegüte nach wie vor gute Ergebnisse.

Zusammenfassung

Die Umstellung des Saisonbereinigungsverfahrens für die Zeitreihen des ifo Konjunkturtests auf das X-13ARIMA-SEATS-Verfahren ermöglicht eine noch größere Flexibilität bei der Anpassung der Parameter an die jeweiligen Ge-

² Da das BIP auf Quartalsebene erhoben wird, wurde dazu für den ifo Indikator jeweils der Quartalsdurchschnitt gebildet, um die Reihen vergleichbar zu machen.

gebenheiten der verschiedenen Reihen. So kann etwa unterschiedlich starken oder sich verändernden Saisonfiguren in den einzelnen Wirtschaftsbereichen durch individuelle Wahl der Saison- oder Trendfilter Rechnung getragen werden. Da viele nationale und internationale Institutionen zur Saisonbereinigung ihrer ökonomischen Zeitreihen ebenfalls auf X-13ARIMA-SEATS oder die in ihrem Aufbau in weiten Teilen identische Vorgängerversion X-12-ARIMA zurückgreifen, entsteht zudem eine höhere Vergleichbarkeit der ifo Reihen mit anderen Indikatoren. Darüber hinaus können die Konjunkturtestreihen in Zukunft komplett und durchgehend bis 1991 bereinigt werden statt wie bisher nur über den Zeitraum der vergangenen 18 Jahren.

Analysen des neuen Verfahrens, das, internationalen Standards folgend, keine Witterungs-bereinigung mehr durchführt, jedoch zusätz-lich eine arbeitstäglige Bereinigung beinhal-tet, haben ergeben, dass damit in Bezug auf die Eigenschaften der bereinigten Konjunkturtestreihen sehr gute Ergebnisse erzielt werden. Dies spiegelt sich unter anderem in den nur geringfügigen Revisionen sowie einem größeren Zusammenhang mit interessieren-den wirtschaftlichen Größen wider. Im Zuge regelmäßiger Überprüfungen der Ursprungsreihen auf Änderungen in den Saisonmustern sind auch in Zukunft gegebenenfalls nötige Anpassungen der Parametereinstellungen für manche Reihen ohne großen Aufwand möglich, um eine Aufrechterhaltung der Leistungsfähigkeit und Aussagekraft zu gewährleisten.

Die beschriebene Umstellung des Saisonbereinigungsverfahrens kommt erstmals bei der Berechnung der Konjunkturtestergebnisse im Januar 2015 zum Einsatz. Dies betrifft alle Bereiche und Untergruppen des Konjunkturtests sowie die regionalen Sonderauswertungen für Ostdeutschland und die Bundesländer Baden-Württemberg, Bayern, Nordrhein-Westfalen und Sachsen. Der Verlauf der zahlreichen Zeitreihen wird sich dadurch im Vergleich zu den zuvor veröffent-lichten Ergebnissen etwas verändern. Das ASA-II-Verfahren wird künftig überhaupt nicht mehr verwendet, so dass es auch nicht mehr möglich sein wird, Reihen auszuweisen, die mit der bisherigen Methode bereinigt wurden.

Literatur

Abberger, K. und K. Wohlrabe (2006), »Einige Prognoseeigenschaften des ifo Geschäftsklimas – ein Überblick über die neuere wissenschaftliche Lite-ratur«, *ifo Schnelldienst* 59(22), 19–26.

Abberger, K. und W. Nierhaus (2009), »Month for Cyclical Dominance und ifo Geschäftsklima«, *ifo Schnelldienst* 62(7), 11–19.

- Bell, W. und S. Hillmer (1983), »Modelling Time Series with Calendar Variation«, *Journal of the American Statistical Association* 78, 526–534.
- Creutz, G. (1979), *Möglichkeiten und Probleme der Beurteilung von Saisonbereinigungsverfahren*, Haag und Herchen Verlag, Frankfurt am Main.
- Dagum, E. (1980),: *The X-11-ARIMA Seasonal Adjustment Method*, Statistics Canada.
- Danckwerts, R.F., G. Goldrian, H. Schäfer und K. Schüler (1970), *Die Saisonbereinigung nach dem ASA-II Verfahren*, ifo Institut, München.
- Edel, K., K.-A. Schäfer und W. Stier (1996), *Analyse saisonaler Zeitreihen*, Physica-Verlag, Heidelberg.
- Eurostat (2009), »ESS Guidelines on Seasonal Adjustment«, Eurostat Methodologies and Working Papers.
- Goldrian, G. (1973), »Eine neue Version des ASA-II Verfahrens zur Saisonbereinigung von wirtschaftlichen Zeitreihen«, *Wirtschaftskonjunktur* 25(4), 26–32.
- Goldrian, G. (1993), »Erweiterungen und Verbesserung des Saisonbereinigungsverfahrens ASA-II«, ifo Diskussionsbeiträge Nr. 10, München.
- Goldrian, G. (2004), »Zur Leistungsfähigkeit eines einfachen, auf einem neu-entwickelten Tiefpassfilter beruhenden Saisonbereinigungsverfahrens«, *Zeitreihenanalyse in der empirischen Wirtschaftsforschung: Festschrift für Winfried Stier zum 65.Geburtstag*, Lucius & Lucius, Stuttgart, 29–39.
- Goldrian, G. und B. Lehne (1998), »Anmerkungen zur Leistungsfähigkeit einfacherer Saisonbereinigungsverfahren«, *Allgemeines Statistisches Archiv* 82(2), 172–182.
- Goldrian, G. und B. Lehne (1999), Zur Approximation der Trend-Zyklus-Komponente am aktuellen Rand einer Zeitreihe, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* (3/4), 344–356.
- Gomez, V. und A. Maravall (1996), »Programs TRAMO and SEATS«, *Banco de España, Documento de Trabajo* 9628.
- Henderson, R. (1916), »Note on Graduation by Adjusted Average«, *Transactions of the American Society of Actuaries* 17, 43–48.
- Henzel, S. (2015), Prognosegüte »Prognosekraft des ifo Konjunkturtests – Einfluss der neuen Saisonbereinigung mit X-13ARIMA-SEATS«, *ifo Schnelldienst* 68(1), 59–63.
- Higginson, J. (1976), »An F-Test for the Presence of Residual Seasonality in Table D11 of the X-11-Seasonal Adjustment Program«, Research Paper, Statistics Canada.
- Hylleberg, S. (1992), *Modelling Seasonality*, Oxford University Press, Oxford.
- Ladiray, D. und B. Quenneville (2001), *Seasonal Adjustment with the X-11 Method*, Lecture Notes in Statistics 158, Springer Verlag, New York.
- Seiler, C. und K. Wohlrabe (2013), »Das ifo Geschäftsklima und die deutsche Konjunktur«, *ifo Schnelldienst* 66(18), 17–21.
- Shishkin, J., A. Young und J. Musgrave (1967), »The X-11 Variant of the Census Method II Seasonal Adjustment Program«, *Bureau of the Census, Technical Paper* No. 15.
- Speth, H.-T. (2004), Komponentenzersetzung und Saisonbereinigung ökonomischer Zeitreihen mit dem Verfahren BV4.1, *Methodenberichte Heft Nr. 3, Statistisches Bundesamt*.
- Statistisches Bundesamt (2014), Arbeitstage, in *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung, Fachserie 18, Reihe 1.3*.
- U.S. Bureau of the Census (2011), *X-12-ARIMA Reference Manual, Version 0.3*, Washington, D.C.
- U.S. Bureau of the Census (2013), *X-13ARIMA-SEATS Reference Manual, Version 1.0*, Washington, D.C.
- Wollmershäuser, T., W. Nierhaus, T.O. Berg, C. Breuer, T. Buchen, C. Grimme, S. Henzel, A. Hristov, N. Hristov, M. Kleemann, W. Meister, J. Plenk, E. Wieland, K. Wohlrabe und A. Wolf (2014), »ifo Konjunkturprognose 2014/2015: Deutsche Wirtschaft gewinnt allmählich wieder an Schwung«, *ifo Schnelldienst* 67(24), 16–62.

Eine wichtige Anwendung der Indikatoren aus dem ifo Konjunkturtest ist die Prognose der kurzfristigen konjunkturellen Dynamik. Der vorliegende Beitrag untersucht, wie sich die Umstellung des Saisonbereinigungsverfahrens von ASA-II auf das vom Census Bureau entwickelte Verfahren X-13ARIMA-SEATS (zu den Details der Umstellung vgl. Sauer und Wohlrabe 2015) auf die Prognosekraft der ifo Indikatoren auswirkt. Die Analyse liefert eine Validierung der neuen Indikatoren unter Echtzeitbedingungen. Die Ergebnisse zeigen, dass die Prognosegüte der ifo Indikatoren durch die Umstellung der Saisonbereinigung nicht beeinträchtigt wird. Für die Vorherhersage des laufenden Quartals verbessert sich die Prognosekraft sogar an nahezu allen Fällen.

Die Indikatoren aus dem ifo Konjunkturtest bilden die Konjunktur in Deutschland zuverlässig ab (vgl. u.a. Abberger und Nierhaus 2007). Weil die ifo Indikatoren zudem eine gute Prognosekraft für zentrale makroökonomische Variablen aufweisen, besteht eine zentrale Anwendung der ifo Indikatoren in der Vorhersage der kurzfristigen konjunkturellen Dynamik (vgl. u.a. Abberger und Wohlrabe 2006; Henzel und Rast 2013). Dabei müssen die erhobenen Rohdaten allerdings zunächst um regelmäßige saisonale Einflüsse bereinigt werden, um den zugrunde liegenden Konjunkturverlauf zu identifizieren. Bisher erfolgte die Saisonbereinigung der Ergebnisse des ifo Konjunkturtests mit dem sogenannten ASA-II-Verfahren (vgl. Danckwerts et al. 1970). Um eine stärkere Kongruenz der Ergebnisse des ifo Konjunkturtests mit der amtlichen Berichterstattung zu erreichen, wird die Saisonbereinigung ab Januar 2015 auf das vom amerikanischen Census Bureau entwickelte Verfahren X-13ARIMA-SEATS (X13) umgestellt (zu den Details der Umstellung vgl. Sauer und Wohlrabe 2015). Dieses Verfahren stellt seit vielen Jahren den internationalen Standard in der wirtschaftlichen Berichterstattung und wird ständig weiterentwickelt. Insbesondere wird es auch im Rahmen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (ESVG 2010) vom Statistischen Bundesamt angewendet. Die wichtigsten konzeptionellen Änderungen ergeben sich zum einen dadurch, dass die in ASA-II vorgenommene Bereinigung um Witterungseinflüsse entfällt. Zum anderen findet in X13 aber eine Bereinigung um die Anzahl der zur Verfügung stehenden Arbeitstage statt (zu den Arbeitstageeffekten in ifo Konjunkturumfragen vgl. Flaig 2003).

Der vorliegende Beitrag untersucht, welchen Einfluss die Umstellung des Saisonbereinigungsverfahrens auf die Prognosekraft der ifo Indikatoren hat. Dabei wird die Out-of-sample-Prognosegüte der bislang veröffentlichten ifo Indikatoren nach ASA-II den mit X13 bereinigten Konjunkturtestdaten gegenübergestellt. Ergänzend zu dem in Sauer und Wohlrabe (2015) beschriebenen In-sample-Vergleich liefert die Analyse der Prognosefehler einen wichtigen quantitativen Test zur Validierung der neuen Indikatoren unter Echtzeitbedingungen.

Im ersten Teil der Studie wird der Aufbau des Prognoseexperiments beschrieben. Die eigentliche Analyse gliedert sich in drei Teile. Zunächst werden die beiden Saisonbereinigungsverfahren anhand der Prognosekraft für das Bruttoinlandsprodukt (BIP) validiert. Danach werden die Indikatoren des Verarbeitenden Gewerbes zur Prognose der Bruttowertschöpfung im Produzierenden Gewerbe ohne Baugewerbe als *cycle-maker* der deutschen Wirtschaft herangezogen. Schließlich werden die Prognosen für das stark witterungsabhängige Baugewerbe verglichen.

Aufbau des Prognoseexperiments

Die Indikatoren des ifo Konjunkturtests liefern monatliche Informationen über die Konjunkturlage in Deutschland. Diese Information bildet die Basis für die Prognose des Quartalsverlaufs der amtlichen Statistik. Die jeweilige Zielvariable y wird mit Hilfe einer Brückengleichung prognostiziert, bei der der Quartalsdurchschnitt des monatlich beobachtbaren In-

diktors x^q auf die Quartalsveränderung der Zielvariable und eigene Verzögerungen regressiert wird

$$(1) \quad y_{t+h} = c + \sum_{i=0}^I \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^J \beta_j x_{t-j}^q + e_{t+h}.$$

Im Folgenden bezeichnet y_{t+h}^f die Prognose, wobei $h = 0$ die Prognose für das laufende Quartal ('nowcast') und $h = 1$ die Prognose für das kommende Quartal darstellt. Der jeweilige Indikator wird durch x^q repräsentiert, und für jeden Indikator wird eine eigene Brückengleichung geschätzt. Die Spezifikation der Gleichung erfolgt mit Hilfe des Bayesianischen Informationskriteriums (BIC) im Bereich $0 < I \leq 4$ und $1 < J \leq 4$, wobei für $I = 0$ kein verzögerter Wert der Zielzeitreihe aufgenommen wird. Die Prognose erfolgt hier über den sogenannten *Direct-step*-Ansatz, bei dem für jeden Prognosehorizont h ein eigenes Modell spezifiziert und geschätzt wird. So lassen sich weiter in die Zukunft reichende Prognosen erzeugen, ohne dass die monatlichen Indikatoren für das kommende Quartal selbst vorhergesagt werden müssen.

Die Prognosen werden in einem sogenannten rekursiven Verfahren erzeugt. Dabei wird das Prognosemodell zunächst für den Zeitraum 1991Q2–2004Q4 geschätzt, und es werden Prognosen für 2005Q1 und 2005Q2 erzeugt. Danach wird der Stützzeitraum um ein Quartal erweitert und das Modell wird neu geschätzt. Der letzte Zeitpunkt, an dem eine Prognose erstellt und evaluiert werden kann, ist 2014Q1, so dass man am Ende eine Sequenz von 38 Quartalsprognosen für jeden Prognosehorizont erhält. Hierbei ist zu beachten, dass nur identische Realisationen zum Vergleich zwischen den Indikatoren und über Prognosehorizonte hinweg herangezogen werden dürfen.

In der Praxis sind bei der Prognose des *laufenden* Quartals je nach Zeitpunkt der Prognoseerstellung noch nicht alle Monatswerte innerhalb des laufenden Quartals bekannt. Beispielsweise wird der Wert für das vierte Quartal des Bruttoinlandsprodukts regelmäßig Mitte Februar des Folgejahres bekanntgegeben, und die Ergebnisse des ifo Konjunkturtests werden zumeist um den 20. eines Monats veröffentlicht. In der Regel sind so wenige Tage nach der Veröffentlichung des Quartalswertes des Bruttoinlandsprodukts erst zwei Monatswerte der ifo Indikatoren bekannt. Es ist also unabdingbar, dass fehlende Monate in irgendeiner Weise »aufgefüllt« werden. Um diesem Problem zu begegnen, werden die Monatsindikatoren mit einem autoregressiven Modell fortgeschrieben $y_{t+h}^m = c + \sum_{i=0}^I \alpha_i y_{t-i}^m + u_{t+h}^m$. Der Parameter $1 < I \leq 4$ wird dabei zu jedem Zeitpunkt $t = 1 \dots T$ mittels BIC spezifiziert (AR Fortschreibung).

In der Regel hängt die Treffsicherheit einer Prognose entscheidend vom jeweiligen Informationsstand zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung ab. Je später der Zeitpunkt der

Prognoseabgabe, umso mehr Informationen stehen dem Prognostiker zur Verfügung. Die Prognoseeignung eines Indiktors wird daher in der Praxis auch davon abhängen, für welche Monate innerhalb des Prognosezeitraums (d.h. des laufenden und des kommenden Quartals) er überhaupt verfügbar ist. Um eine tatsächliche Prognosesituation zu simulieren, sollen im Folgenden drei Informationsstände unterschieden werden: Wie oben beschrieben, sind wenige Tage nach der Veröffentlichung des letzten Quartalswertes der Zielvariable erst zwei Monate der ifo Indikatoren vorhanden. Zu diesem Zeitpunkt soll die erste Prognose erstellt werden (Informationsstand I), einen Monat später sind drei Monate bekannt (Informationsstand II), und einen weiteren Monat später, etwa drei Wochen vor der nächsten Veröffentlichung der Zielvariable, kennt man vier Monate der ifo Indikatoren (Informationsstand III). An dieser Stelle wird deutlich, dass die ifo Indikatoren bereits Informationen über das *kommende* Quartal enthalten können, die für die Prognose genutzt werden sollten. Allerdings gehen diese Informationen bei mechanischer Anwendung des *Direct-step*-Ansatzes verloren. Es kann daher sinnvoll sein, die Indikatoren selbst bis zum Ende des Prognosezeitraums – also bis zum Ende des *kommenden* Quartals – fortzuschreiben und eine Prognose für die kommenden *zwei* Quartale direkt aus den Monatswerten abzuleiten (monatliche Fortschreibung). Bei dieser Vorgehensweise werden die Prognosen mittels der Brückengleichung (1) für $h = 0$ erzeugt.

Um eine realistische Prognosesituation zu simulieren, werden die Modelle zudem nicht nur rekursiv und nach verschiedenen Informationsständen evaluiert, es wird für jede Zielzeitreihe auch das zum jeweiligen Zeitpunkt tatsächlich zur Verfügung stehende Datenmaterial verwendet, d.h. Revisionen der Zielzeitreihe, die zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung noch nicht bekannt waren, bleiben unberücksichtigt (»Real-time-Daten«).¹ Die Treffsicherheit der Prognosen wird ebenfalls anhand der unrevidierten Erstveröffentlichung der Zielzeitreihe evaluiert. Die Evaluation erfolgt mittels des »Mittleren Quadratischen Prognosefehlers (MSE)«, der sich wie folgt berechnet:

$$MSE = 1/T \sum (y_{t+h}^f - y_{t+h})^2$$

Ergebnisse für die BIP-Prognose

Eine der Hauptanwendungen der Indikatoren des ifo Konjunkturtests ist die Prognose der gesamtwirtschaftlichen Produktion. Im folgenden Abschnitt werden daher die beiden Saisonbereinungsverfahren anhand ihrer Prognosegüte für den Quartalsverlauf des BIP validiert. Zur Prognose des BIP

¹ Die mittlere absolute Revision der Quartalswachstumsrate des Bruttoinlandsprodukts von der Erstveröffentlichung zur Zweitveröffentlichung beträgt im betrachteten Zeitraum (2005–2014) 0,0929 Prozentpunkte. Da die Indikatoren aus dem ifo Konjunkturtest praktisch nicht revidiert werden, werden für sie endgültige Daten verwendet.

Tab. 1
Relative Prognosegüte für das BIP

Informationsstand Prognosehorizont	I		II		III	
	<i>h</i> = 0	<i>h</i> = 1	<i>h</i> = 0	<i>h</i> = 1	<i>h</i> = 0	<i>h</i> = 1
ifo Klima (direct-step)	0,948	0,986	0,949	1,000	0,948	1,000
ifo Klima (monatl. Fortschr.)	–	0,975	–	1,007	–	1,002
ifo Lage (direct-step)	1,012	0,992	0,999	0,999	0,997	0,999
ifo Lage (monatl. Fortschr.)	–	0,947	–	0,952	–	1,022
ifo Erwartungen (direct-step)	0,979	0,964	0,985	0,959	0,981	0,959
ifo Erwartungen (monatl. Fortschr.)	–	1,018	–	1,010	–	0,970

Hinweis: MSE bei der Prognose des BIP im laufenden (*h* = 0) und im kommenden Quartal (*h* = 1) für X13 relativ zu ASA-II. »direct-step« bezeichnet die Prognose mittels Brückengleichung (1) für *h* = 0 und *h* = 1 und »monatl. Fortschr.« kennzeichnet die Ergebnisse, wenn die Prognose mittels Fortschreibung der Indikatoren erzeugt wird.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

werden die Indikatoren auf der höchsten Aggregationsstufe, der gewerblichen Wirtschaft, herangezogen. Im Einzelnen wird die Prognosegüte folgender ifo Indikatoren verglichen:

- ifo Geschäftsklima in der gewerblichen Wirtschaft (»ifo Index«),
- ifo Geschäftslage in der gewerblichen Wirtschaft aktuell,
- ifo Geschäftserwartungen in der gewerblichen Wirtschaft für die nächsten sechs Monate.

Die Ergebnisse sind in Tabelle 1 dargestellt, indem der mittlere quadratische Prognosefehler (MSE) der mit X13 bereinigten Reihen in Relation zum MSE der mit ASA-II bereinigten Reihen gesetzt wird. Werte kleiner als 1 deuten auf eine Verbesserung der Prognosegüte durch die Umstellung der Saisonbereinigung hin. Es zeigt sich, dass sich durch die Umstellung der Saisonbereinigung praktisch keine Änderun-

gen der Prognosekraft der ifo Indikatoren ergeben, da alle Relationen sehr nahe bei 1 sind.² Wenn überhaupt, so lassen sich fast ausnahmslos kleine Verbesserungen des MSE (rund 5% für den ifo Index) insbesondere für die Prognose des laufenden Quartals feststellen. Dieses Ergebnis scheint unabhängig vom Informationsstand zu sein. Hier dürfte sich unter anderem positiv bemerkbar machen, dass die mit X13 bereinigten ifo Indikatoren konzeptionell näher an der amtlichen Statistik sind.

Ergebnisse für die Prognose des Produzierenden Gewerbes

Oft wird mit Hilfe der ifo Indikatoren der Konjunkturverlauf in der Industrie vorhergesagt, da die Industrie als *cycle-maker* fungiert, denn sie ist stärker als etwa die Dienstleister zyklischen konjunkturellen Schwankungen unterworfen. Hierzu liefern die Daten des ifo Konjunkturtests nach Wirtschaftszweigen untergliederte Informationen. Zudem lassen sich zusätzlich Indikatoren zur Produktionstätigkeit in der Industrie nutzen. Im folgenden Abschnitt werden die ifo Indikatoren für das Verarbeitende Gewerbe verglichen, indem Prognosen für die Bruttowertschöpfung (BWS) im Bereich Produzierendes Gewerbe ohne Bau erstellt werden. Die Indikatoren, die dabei zum Einsatz kommen, sind:

- ifo Geschäftsklima im Verarbeitenden Gewerbe,

² Statistische Tests auf Unterschiede in den MSE beider Verfahren nach Diebold und Mariano (1995) bzw. Harvey, Leybourne, und Newbold (1997) zeigen in keinem Fall einen signifikanten Unterschied in der Prognosekraft beider Saisonbereinigungsverfahren.

Tab. 2
Relative Prognosegüte für das Produzierende Gewerbe ohne Bau

Information Prognosehorizont	I		II		III	
	<i>h</i> = 0	<i>h</i> = 1	<i>h</i> = 0	<i>h</i> = 1	<i>h</i> = 0	<i>h</i> = 1
ifo Klima VG (direct-step)	0,973	0,976	0,982	1,000	0,982	1,000
ifo Klima VG (monatl. Fortschr.)	–	0,938	–	1,009	–	1,032
ifo Lage VG (direct-step)	0,966	1,056	0,965	1,119	0,966	1,119
ifo Lage VG (monatl. Fortschr.)	–	0,917	–	0,974	–	1,018
ifo Erwartungen VG (direct-step)	0,980	0,994	0,985	1,002	0,984	1,002
ifo Erwartungen VG (monatl. Fortschr.)	–	1,000	–	1,012	–	0,987
ifo Produktion VG (direct-step)	0,960	0,973	0,952	0,965	0,953	0,965
ifo Produktion VG (monatl. Fortschr.)	–	1,042	–	1,059	–	1,091
ifo Prod. Erw. VG (direct-step)	0,920	0,992	0,921	0,996	0,920	0,996
ifo Prod. Erw. VG (monatl. Fortschr.)	–	1,073	–	1,025	–	1,019

Hinweis: MSE bei der Prognose der BWS im Produzierenden Gewerbe ohne Bau im laufenden (*h* = 0) und im kommenden Quartal (*h* = 1) für X13 relativ zu ASA-II. »direct-step« bezeichnet die Prognose mittels Brückengleichung (1) für *h* = 0 und *h* = 1 und »monatl. Fortschr.« kennzeichnet die Ergebnisse, wenn die Prognose mittels Fortschreibung der Indikatoren erzeugt wird.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Tab. 3
Relative Prognosegüte für das Baugewerbe

Information Prognosehorizont	I		II		III	
	$h = 0$	$h = 1$	$h = 0$	$h = 1$	$h = 0$	$h = 1$
ifo Klima Bau (direct-step)	0,918	0,864	0,909	0,860	0,904	0,860
ifo Klima Bau (monatl. Fortschr.)	–	1,063	–	1,062	–	1,022
ifo Lage Bau (direct-step)	0,960	1,027	0,968	0,987	0,964	0,987
ifo Lage Bau (monatl. Fortschr.)	–	0,959	–	0,937	–	0,784
ifo Erwartungen Bau (direct-step)	0,939	1,146	0,966	1,145	0,962	1,145
ifo Erwartungen Bau (monatl. Fortschr.)	–	1,089	–	1,057	–	0,972
ifo Bautätigkeit (direct-step)	0,720	1,163	0,699	1,123	0,689	1,123
ifo Bautätigkeit (monatl. Fortschr.)	–	1,131	–	1,190	–	1,081
ifo Bautätigkeit Erw. (direct-step)	0,830	0,969	0,889	0,972	0,890	0,972
ifo Bautätigkeit Erw. (monatl. Fortschr.)	–	0,925	–	0,939	–	0,678

Hinweis: MSE bei der Prognose der BWS im Baugewerbe Bau im laufenden ($h = 0$) und im kommenden Quartal ($h = 1$) für X13 relativ zu ASA-II. »direct-step« bezeichnet die Prognose mittels Brückengleichung (1) für $h = 0$ und $h = 1$ und »monatl. Fortschr.« kennzeichnet die Ergebnisse, wenn die Prognose mittels Fortschreibung der Indikatoren erzeugt wird.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

- ifo Geschäftslage im Verarbeitenden Gewerbe aktuell,
- ifo Geschäftserwartungen im Verarbeitenden Gewerbe für die nächsten sechs Monate,
- ifo Produktionstätigkeit im Verarbeitenden Gewerbe im abgelaufenen Monat,
- ifo Produktionserwartungen im Verarbeitenden Gewerbe für die nächsten drei Monate.

Tabelle 2 zeigt, dass sich für das laufende Quartal in allen Konstellationen geringe Verbesserungen der Prognosekraft ergeben.³ Geringfügige Verschlechterungen ergeben sich zumeist für gegenwartsbezogene Indikatoren wie die aktuelle Geschäftslage und die Produktionstätigkeit, wenn mit diesen das kommende Quartal vorhergesagt werden soll. Die Prognose für das kommende Quartal ist allerdings konstruktionsbedingt sehr stark von der monatlichen AR-Fortschreibung dieses Indikators beeinflusst. In ähnlicher Weise scheint die monatliche Fortschreibung der Produktionserwartungen mit X13 zu leicht schlechteren Ergebnissen zu führen als ASA-II, so dass sich für diesen Indikator die Direct-step-Methode anbietet.

Ergebnisse für die Prognose des Baugewerbes

Im folgenden Abschnitt wird die Änderung der Prognosegüte der ifo Indikatoren für die BWS im Baugewerbe untersucht. Eine gesonderte Evaluierung der Prognoseeigenschaften für den Bau ist interessant, da die Umstellung der Saisonbereinigung einen vergleichsweise großen Einfluss auf die ifo Indikatoren des Bauhauptgewerbes hat. Dies liegt an dem enormen Einfluss des Wetters auf die gesamtwirtschaftliche Bautätigkeit. Während ASA-II eine sogenannte Wetterbereinigung enthält, verzichtet die Saisonbereinigung nach X13 in Kongruenz mit der amtlichen Sta-

tistik darauf, außergewöhnliches Wetter – etwa sehr lange Frostperioden – in Konjunkturdaten zu korrigieren. Es werden die folgenden Indikatoren zur Prognose herangezogen.

- ifo Geschäftsklima im Bauhauptgewerbe,
- ifo Geschäftslage im Bauhauptgewerbe aktuell,
- ifo Geschäftserwartungen im Bauhauptgewerbe für die nächsten sechs Monate,
- ifo Produktionstätigkeit im Bauhauptgewerbe im abgelaufenen Monat,
- ifo Produktionserwartungen im Bauhauptgewerbe für die nächsten drei Monate.

Tabelle 3 zeigt die Ergebnisse für das Baugewerbe. In allen Fällen verbessert sich die Prognosegüte im laufenden Quartal durch die Umstellung der Saisonbereinigung; für die ifo Bautätigkeit steigt die Prognosegüte sogar recht deutlich.⁴ Hier schlägt offenbar die bei X13 fehlende Witterungsbereinigung stärker zu Buche als in den vorangegangenen Abschnitten, da die Zielzeitreihen ebenfalls mit X13 saisonbereinigt werden und demzufolge den Witterungseffekt enthalten.

Bei der Prognose für das kommende Quartal zeigt sich allerdings kein eindeutiges Bild. So verschlechtert sich die Prognosekraft der ifo Bautätigkeit, während sich die der ifo Bautätigkeit Erwartung aufgrund der Umstellung in der Saisonbereinigung verbessert. Allerdings ist die aktuelle Bautätigkeit konstruktionsbedingt ein gleichlaufender Indikator, so dass die Prognose für das kommende Quartal – wie die Prognose des Produzierenden Gewerbes mittels ifo Produktion VG – sehr stark von der monatlichen Fortschreibung dieses Indikators determiniert werden dürfte. Der zu erwartende Gegeneffekt nach einem Quartal mit

³ Wie im vorangegangenen Abschnitt zeigt sich in keinem Fall ein statistisch signifikanter Unterschied in der Prognosegüte.

⁴ Die Unterschiede sind teilweise auf dem 5%-Niveau statistisch signifikant.

außergewöhnlicher Witterung kann aber weder von der monatlichen Fortschreibung noch von der Direct-step-Methode hinlänglich berücksichtigt werden.⁵ An dieser Stelle erscheint es ratsam, bei Prognosen für das kommende Quartal von der rein mechanischen AR Fortschreibung der mit X13 bereinigten Monatswerte abzuweichen und Wettereffekte explizit zu berücksichtigen. Auch für die ifo Erwartungen Bau ergibt sich teilweise eine Verschlechterung der Prognosegüte durch die neue Saisonbereinigung. Dieser Indikator enthält jedoch die Erwartungen für das kommende Halbjahr, so dass auch hier die Rückpralleffekte einer außergewöhnlichen Witterung im kommenden Quartal eventuell nicht zufriedenstellend abgebildet werden.

Fazit

Out-of-sample-Prognosen bieten eine gute Möglichkeit zur Validierung der neuen Saisonbereinigung der ifo Konjunkturtestindikatoren mit X-13ARIMA-SEATS. Um eine tatsächliche Prognosesituation zu simulieren, wird die Analyse unter Echtzeitbedingungen durchgeführt. Die gute Prognoseeignung des ifo Konjunkturtests für das Bruttoinlandsprodukt wird durch die neue Saisonbereinigung nicht beeinträchtigt. Es ergeben sich für das laufende Quartal in nahezu allen betrachteten Fälle sogar geringfügige Verbesserungen der Prognosegüte, die darauf zurückzuführen sein dürften, dass durch den Übergang auf X13 eine höhere Kongruenz der Saisonbereinigungsverfahren der ifo Indikatoren mit der amtlichen Statistik erzielt wird.

Nutzt man die ifo Konjunkturtestindikatoren, um die Industrie als *cycle-maker* der deutschen Konjunktur zu prognostizieren, ergibt sich ein ähnliches Bild wie auf Ebene des Bruttoinlandsprodukts. Die Verbesserungen im laufenden Quartal sind dabei etwas deutlicher. Die Analyse der Prognosekraft für das Baugewerbe macht die Bedeutung der bei X13 fehlenden Witterungsbereinigung deutlich. Während sich die Prognosen für das laufende Quartal bei allen Informationsständen spürbar verbessern, kann sich die Prognosegüte einzelner Indikatoren für das kommende Quartal etwas verschlechtern, da möglicherweise auftretende Gegeneffekte sowohl durch die mechanische Fortschreibung der Monatswerte als auch durch den Direct-step-Ansatz nicht hinreichend abgebildet werden dürfen. Für das Bauhauptgewerbe empfiehlt sich daher die explizite Berücksichtigung von Wettereffekten bei monatlicher Fortschreibung der ifo Indikatoren.

⁵ Bei ASA-II werden diese Quartale mit extremer Witterung von vornherein bereinigt, so dass auch im darauf folgenden Quartal vom Indikator kein Gegeneffekt angezeigt werden muss. Allerdings zeigt die Analyse auch, dass dadurch die Prognosekraft für das laufende Quartal beeinträchtigt wird.

Literatur

- Abberger, K. und W. Nierhaus (2007), »Das ifo Geschäftsklima: Ein zuverlässiger Frühindikator«, *ifo Schnelldienst* 60(5), 25–30.
- Abberger, K. und K. Wohlrabe (2006), »Einige Prognoseeigenschaften des ifo Geschäftsklimas – ein Überblick über die neuere wissenschaftliche Literatur«, *ifo Schnelldienst* 59(22), 19–26.
- Danckwerts, R., G. Goldrian, H. Schäfer und K. Schüler (1970), *Die Saisonbereinigung nach dem ASA-II Verfahren*, ifo Institut, München.
- Diebold, F.X. und R.S. Mariano (1995), »Comparing Predictive Accuracy«, *Journal of Business & Economic Statistics* 13(3), 253–263.
- Flaig, G. (2003), »Seasonal and Cyclical Properties of IFO Business Test Variables«, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 223/5, 556–570.
- Harvey, D.I., S.J. Leybourne und P. Newbold (1997), »Testing the Equality of Prediction Mean Squared Errors«, *International Journal of Forecasting* 13, 281–291.
- Henzel, S.R. und S. Rast (2013), »Prognoseeigenschaften von Indikatoren zur Vorhersage des Bruttoinlandsprodukts in Deutschland«, *ifo Schnelldienst* 66(17), 39–46.
- Sauer, S. und K. Wohlrabe (2015), »Die Saisonbereinigung im ifo Konjunkturtest – Umstellung auf das X-13ARIMA-SEATS Verfahren«, *ifo Schnelldienst* 68(1), 32–42.

Kapitel 2

Makroökonomische Analysen

Ein wichtiger Schritt auf dem Weg zur europäischen Integration war die Gründung der Europäischen Währungsunion (EWU). Im Zuge dessen übernahm die Europäische Zentralbank im Januar 1999 die Verantwortung für eine einheitliche Geldpolitik im Euroraum von den nationalen Zentralbanken. Durch die Währungsunion entfallen die Wechselkursrisiken – insbesondere Schwankungen, die durch destabilisierende Spekulation initiiert werden – beim Handel innerhalb der Währungsunion. Dies führt zu niedrigeren Transaktionskosten und auf den Finanzmärkten zu geringeren Risikoprämien. Eine Integration der Finanz- und Gütermärkte im Euroraum ist die Folge. Es stellt sich jedoch die Frage, welche weitergehenden Auswirkungen die einheitliche Geldpolitik im Euroraum hat, da für alle Mitgliedstaaten derselbe nominale Zinssatz durch die Notenbank festgelegt wird. Im Folgenden soll untersucht werden, welche Probleme sich für den Euro-Währungsraum auch aufgrund seiner besonderen Charakteristika daraus ergeben haben. Insbesondere sollen zunächst die Ursachen für noch bestehende Unterschiede zwischen den Ländern der EWU diskutiert und die Frage beantwortet werden, inwiefern der Wegfall des nominalen Wechselkurses als Anpassungsmechanismus bei asymmetrischen Schocks und die einheitliche Geldpolitik selbst länderspezifische (asymmetrische) Reaktionen hervorrufen.

Ein besonderes Problem in Europa könnte entstehen, wenn eine Divergenz der Inflationsraten, etwa durch heterogene Strukturen in den Mitgliedstaaten, persistent ist. Ein Land mit dauerhaft höheren Inflationsraten hat in einer Währungsunion den Vorteil niedrigerer Realzinsen. Bei niedrigen Realzinsen werden sich mehr reale Investitionen z.B. in Immobilien lohnen als in den Ländern mit höheren Realzinsen. Als Resultat ergibt sich ein tendenziell höherer Investitionsanteil an der gesamtwirtschaftlichen Produktion, die sich dadurch selbst auch erhöht. Aus der höheren Inflationsrate resultiert aber gleichzeitig eine stetige Verschlechterung der Wettbewerbsposition, da Preise und Löhne stärker steigen als im Partnerland. Der reale Wechselkurs der beiden Länder divergiert somit stetig. Während also Realzinsdifferenzen zu einer dauerhaft unterschiedlichen Entwicklung beitragen, führt der reale Wechselkurs eher zu einer Konvergenz zwischen den Ländern einer Währungsunion. Letztlich stellt sich die Frage, welcher dieser Mechanismen überwiegt. Die EZB (2003; 2005) argumentiert hier, dass mittelfristig der Wettbewerbskanal die »entscheidende Triebfeder für eine Anpassung« sein wird. Vor diesem Hintergrund untersucht der Beitrag, inwiefern sich diese Behauptung mit realwirtschaftlichen Daten der Euro-Mitgliedsländer bestätigen lässt.

Wirtschaftliche Entwicklung in der europäischen Währungsunion – Fortsetzung des Konvergenzprozesses?

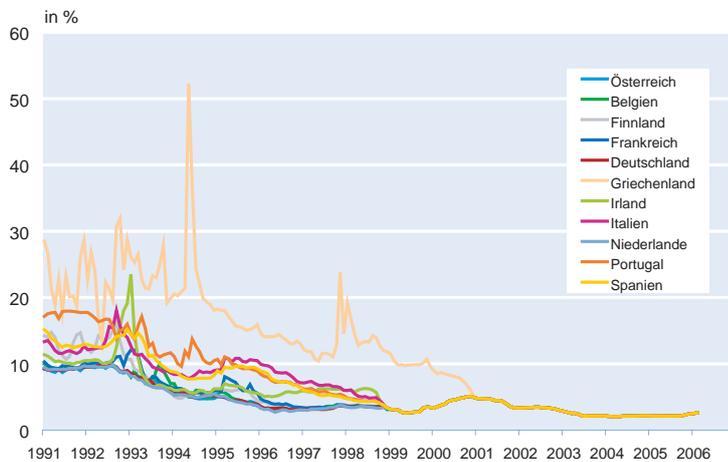
Ein bemerkenswerter Konvergenzprozess prägte die wirtschaftliche Entwicklung der Teilnehmerstaaten an der EWU in den neunziger Jahren des letzten Jahrhunderts. Wie in den Maastrichter Kriterien gefordert, näherten sich Inflationsraten und Zinssätze einander an. Sowohl die Geldmarktzinssätze (vgl. Abb. 1) als auch die Zinsen auf langfristige Staatstitel (vgl. Abb. 2) liegen heute auf einem einheitlichen niedrigeren Niveau und haben da-

mit die Finanzierungsbedingungen in fast allen Ländern nachhaltig verbessert.

Auch die Inflationsraten in Europa näherten sich vom Beginn der 1. Stufe zur EWU 1991 bis zur 3. Stufe der Einführung des Euro 1999 einander an, wie der Rückgang der Standardabweichung der nationalen Inflationsraten in Abbildung 3 anschaulich verdeutlicht. Schließt man Griechenland zunächst von dieser Analyse aus, dann fällt auf, dass im Zuge der Einführung des Euro die Dispersion der Inflationsraten der künftigen Mitgliedsländer eineinhalb Jahre vor Einführung der gemeinsamen Währung am niedrigsten war. Gleichzeitig konnte auch das durchschnittliche Niveau der Inflationsraten in den einzelnen Ländern auf einen niedrigeren Wert gesenkt

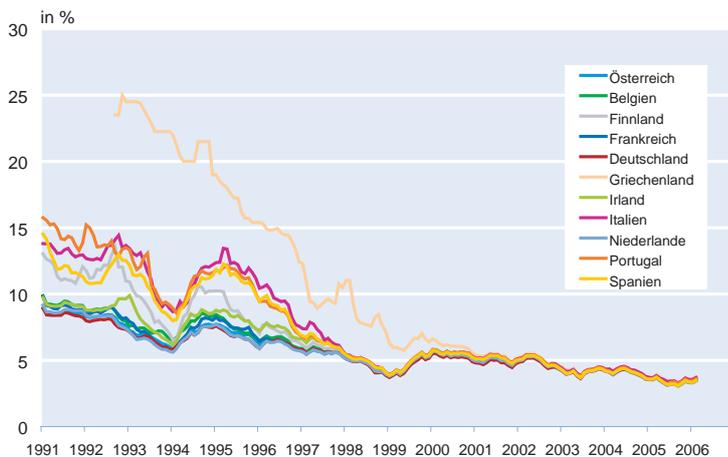
* Stephan Sauer ist wissenschaftlicher Mitarbeiter am Seminar für Makroökonomie an der Ludwig-Maximilians-Universität München.

Abb. 1
Drei-Monatzzinssätze am Interbankenmarkt



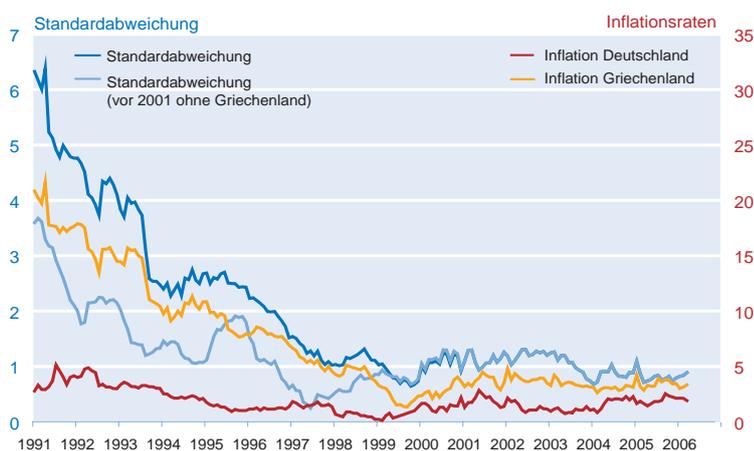
Quelle: Eurostat.

Abb. 2
Zinssätze auf langfristige Staatsanleihen



Quelle: Eurostat.

Abb. 3
Standardabweichungen der Inflationsraten der EWU-Staaten

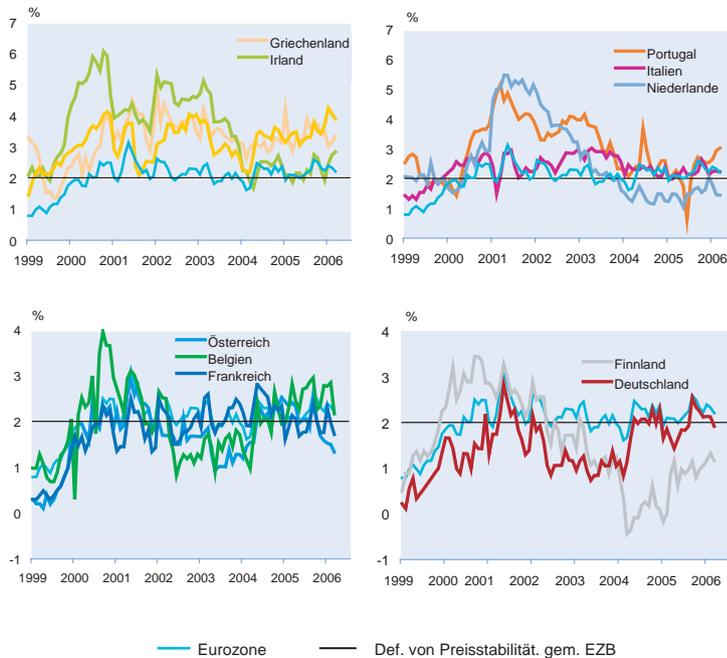


Quelle: Eurostat; Berechnungen der Autoren.

werden. In Abbildung 3 ist dies am Beispiel von Griechenland als Land mit der ehemals höchsten Inflation und Deutschland nochmals veranschaulicht. Betrachtet man nun die nähere Vergangenheit, insbesondere seit Einführung des Euro 1999, etwas genauer, so beobachtet man, dass die Konvergenz der Inflationsraten zunächst zum Stillstand gekommen zu sein scheint. Zum einen sinkt seit 1999 die Standardabweichung nicht mehr spürbar. Zum anderen beobachtet man jeweils dauerhafte Abweichungen vom Mittel des Euroraums in eine bestimmte Richtung. Manche Länder – insbesondere Spanien, Griechenland und Irland – wiesen in den ersten Jahren der Währungsunion konstant überdurchschnittliche Inflationsraten auf (vgl. Abb. 4). In etwas abgeschwächter Form gilt dies auch für Italien und Portugal. In anderen Ländern, vor allem in Deutschland und Finnland, sind die Preise für die meiste Zeit unterdurchschnittlich gestiegen. Insbesondere in Deutschland lag die Inflationsrate der vergangenen Jahre immer unter der des Euroraums. Österreich, Belgien und Frankreich wiesen Inflationsraten auf, die in etwa dem Durchschnitt des Euroraums entsprachen oder darunter lagen. In jüngerer Vergangenheit beobachtet man vor allem in Spanien und Griechenland überdurchschnittliche Preissteigerungsraten. Aber auch Italien hat zuletzt dazu beigetragen, dass die Inflationsrate im Euroraum leicht über den Wert von 2% gestiegen ist, welchen die Europäische Zentralbank mit einer stabilen Preisentwicklung noch für vereinbar hält. Im Gegensatz dazu beobachtet man am aktuellen Rand vor allem in Finnland, aber auch in Deutschland, Frankreich und den Niederlanden vergleichsweise niedrige Inflationsraten. Obwohl im vergangenen Jahr zumindest kein weiteres Auseinanderlaufen der Preissteigerung zu beobachten war, stellt sich die Frage, warum die Inflationsunterschiede auf Dauer bestehen bleiben. Dies ist von besonderem Interesse, wenn Inflationsdifferenzen mit unterschiedlichen realwirtschaftlichen Entwicklungen einhergehen. Hierauf wird in den folgenden Abschnitten ausführlich eingegangen.

Inwiefern wird der nominale Konvergenzprozess von einer realwirtschaftlichen Konvergenz begleitet? Abbildung 5 zeigt das reale Bruttoinlandsprodukt pro Kopf der Mitglieder der EWU von 1975 bis 2004. Eine reale

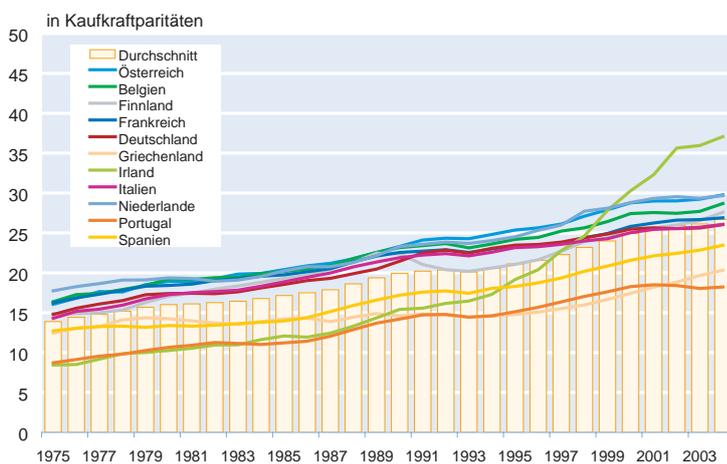
Abb. 4
Inflation der Konsumentenpreise der EWU-Mitgliedstaaten



Quelle: Eurostat.

Konvergenz der betrachteten Länder zu einem einheitlichen Niveau ist nicht eindeutig festzustellen. Ein deutlicher Aufholprozess hat hingegen in Irland stattgefunden, das sich nunmehr an der Spitze der Länder findet, nachdem es Ende der achtziger Jahre noch zu den ärmsten Ländern gehörte. In Portugal hat sich der Abstand zu den reicheren Volkswirtschaften nicht verkleinert, so dass Portugal nun das niedrigste BIP pro Kopf ausweist. Am unteren Ende finden sich zu Beginn der neunziger Jahre auch Griechenland und Spanien. Finnland verzeichnete nach dem Ende der Sow-

Abb. 5
BIP pro Kopf



Quelle: World Development Indicators.

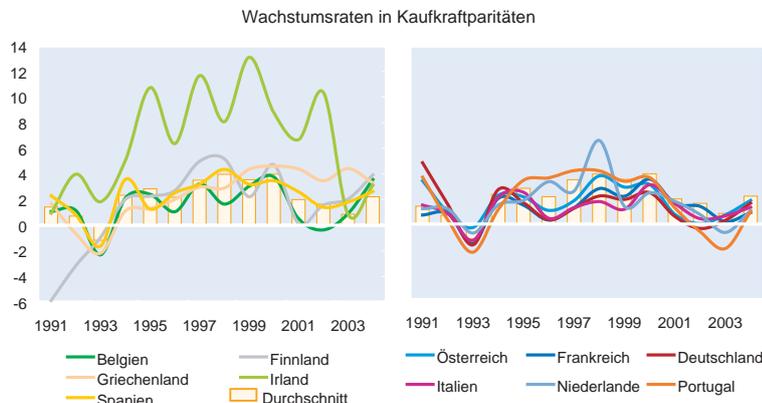
jetunion eine Rezession, liegt nun aber etwa im Durchschnitt.

Um etwas genauere Aussagen darüber treffen zu können, in welchen Ländern der Währungsunion ein Aufholprozess stattgefunden hat, zeigt Abbildung 6 die Wachstumsraten des BIP pro Kopf seit 1991 und den ungewichteten Durchschnitt der Mitgliedstaaten. Auch hier wird deutlich, dass Irland überdurchschnittlich gewachsen ist. Ein im Vergleich zu den anderen Ländern hohes Wachstum hatte nach 1999 auch noch Griechenland. Portugal ist nach einer kurzen Aufholphase nun wieder zurückgefallen. Das BIP in Spanien und Finnland ist zuletzt etwa genauso stark angestiegen wie der Durchschnitt. Relativ geringes Wachstum verzeichneten die restlichen Länder in der rechten Graphik von Abbildung 6, wobei Deutschland, die Niederlande und Portugal zeitweise sogar schrumpften. Alles in allem kann man mit Ausnahme von Irland und Griechenland nicht von einem breiten Aufholprozess der relativ ärmeren Länder sprechen.

Des Weiteren lohnt es sich, die Synchronisation der Konjunkturzyklen im Euroraum zu untersuchen. Eine formale Betrachtung geht jedoch über das Anliegen dieses Artikels hinaus. Eine deskriptive Betrachtung der Konjunkturzyklen wird anhand Abbildung 7 vorgenommen, wo sich die unterschiedliche Entwicklung der Outputlücken, also der Abweichung der tatsächlichen Produktion vom Potential, in den einzelnen Ländern zeigt.

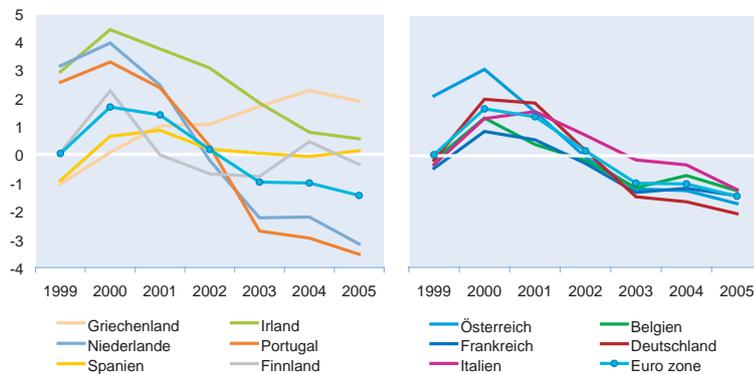
Auch hier ist zunächst eine vielfach unterschiedliche Entwicklung der konjunkturellen Komponente des BIP festzustellen. Man beobachtet zunächst, dass der Konjunkturzyklus der Länder, die im linken Teil der Graphik dargestellt sind, recht deutlich vom Durchschnitt des Euroraums abweicht. Während die Niederlande und Portugal negative Outputlücken aufweisen, sind Griechenland, Irland und Spanien in einer Phase dynamischen Wachstums. Für diese Länder ergibt sich ein Bild der realwirtschaftlichen Divergenz. Die Länder, die im rechten Teil der Graphik dargestellt sind, zeichnen sich dagegen durch eine hohe Synchronität der konjunkturellen Entwicklung aus. Einzig Italien liegt hier mehrere Jahre leicht über dem Euroraum. Insgesamt ergibt sich also ein eher heterogenes Bild der Konjunkturzyklen.

Abb. 6
BIP pro Kopf



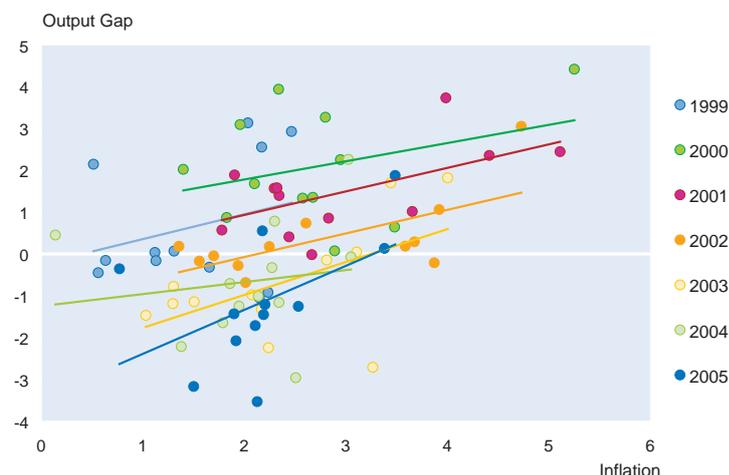
Quelle: World Development Indicators.

Abb. 7
Output Gaps



Quelle: OECD.

Abb. 8
Output Gap und Inflation, 1999–2005



Quelle: OECD; Eurostat.

In welchem Zusammenhang stehen konjunkturelle Situation und Inflationsunterschiede? Abbildung 8 verdeutlicht die enge positive Korrelation zwischen beiden Größen. Diese als Phillips-Kurve bekannte Beziehung besagt vereinfacht, dass eine über dem Potential liegende Produktion mit einer höheren Inflationsrate einhergeht als eine unter dem Potential liegende Produktion. Die entscheidende Frage ist, ob die Inflationsunterschiede allein Folge von konjunkturellen Unterschieden sind oder auch zu diesen beitragen.

Grundsätzlich muss sich ein Währungsraum nicht unbedingt durch perfekt synchronisierte Konjunkturzyklen auszeichnen. Vielmehr ergeben sich unterschiedliche konjunkturelle Entwicklungen und damit auch Inflationsunterschiede als effiziente Reaktion auf asymmetrische Ereignisse. Allerdings wirken Inflationsunterschiede über Realzinsunterschiede in einer Währungsunion auch verstärkend auf konjunkturelle Unterschiede. Inwieweit dies im Euroraum relevant ist, wird ausführlich weiter unten behandelt.

Inflationsunterschiede auslösende Faktoren

Vergleiche mit anderen großen Währungsräumen wie den USA oder auch mit den Regionen innerhalb der einzelnen Mitgliedstaaten der EWU zeigen, dass die beschriebenen Unterschiede in den Inflationsraten kein spezifisches Phänomen der EWU sind. Im folgenden Abschnitt werden zunächst Inflationsunterschiede diskutiert, die durch Konvergenzprozesse ausgelöst werden und nicht auf konjunkturelle Unterschiede zurückgeführt werden können. Neben diesem auf Balsassa (1964) und Samuelson (1964) zurückgehenden Phänomen werden anschließend konjunkturelle Aspekte, insbesondere asymmetrische Schocks sowie asymmetrische Reaktionen auf Schocks, die alle Länder gleichermaßen treffen, besprochen.

Balassa-Samuelson-Effekt

Auch nach der Einführung der einheitlichen Geldpolitik sorgt die weitere Konvergenz der Preise für unterschiedliche Inflationsraten in der EWU. Während die Preiskonvergenz bei handelbaren Gütern (z.B. Fernseher) relativ

weit fortgeschritten ist¹, existieren noch stärkere Preisunterschiede bei nicht handelbaren Gütern (z.B. lokale Dienstleistungen, Wohnraum).

Mit Hilfe des Balassa-Samuelson-Effekts lässt sich erklären, wie es auch bei nicht-handelbaren Gütern zu Preiskonvergenz und damit im Konvergenzprozess zu Inflationsdifferenzen kommt: Niedrigere Preise nicht-handelbarer Güter beruhen auf allgemein niedrigeren Löhnen in diesen Ländern, die wiederum ihre Ursache in der niedrigeren Produktivität dieser Länder vor allem bei handelbaren Gütern haben. Durch den wirtschaftlichen Aufholprozess (z.B. durch Technologietransfers) wächst die Produktivität im handelbaren Sektor schneller als in den bereits produktiveren Ländern, das Lohnniveau und damit auch das gesamte Preisniveau steigt relativ zu den reichen Ländern. Bei diesem Prozess handelt es sich um ein gleichgewichtiges Phänomen, und es besteht für die Geldpolitik kein Grund gegenzusteuern. Ohnehin kann die Geldpolitik in der EWU unmittelbar nur auf den gesamten Euroraum ausgerichtet sein, weil die EZB nur einen einheitlichen kurzfristigen Nominalzins festlegen kann, der sich durch die Integration der Finanzmärkte auch in einen nahezu einheitlichen langfristigen Nominalzins überträgt. Inflationsunterschiede kann die EZB bestenfalls indirekt berücksichtigen. Dabei sollte die EZB allerdings sicherstellen, dass ihre Definition von Preisstabilität für die gesamte EWU hoch genug gewählt ist, um bereits weiter entwickelte Länder nicht in eine Deflation rutschen zu lassen (vgl. z.B. Sinn und Reuter 2001 sowie EZB 2003). In den vergangenen Jahren traten allerdings besonders hohe Inflationsraten beispielsweise in Irland und den Niederlanden auf, die sich nicht über den Balassa-Samuelson-Effekt erklären lassen, weil beide Länder Deutschland im Pro-Kopf-Einkommen bereits überholt haben.

Unabhängig von der Relevanz des Balassa-Samuelson-Effekts hätte die Problematik ohnehin keine Auswirkungen auf die spätere Analyse der konjunkturellen Auswirkungen von Inflationsunterschieden auf Realzinsen und Wettbewerbsfähigkeit. Kasten 1 zeigt, dass Realzinsunterschiede auf Basis des Balassa-Samuelson-Effekts unabhängig vom Wechselkursregime entstehen. Die Wettbewerbsfähigkeit von Volkswirtschaften im internationalen Handel kann vom Balassa-Samuelson-Effekt ebenfalls nicht beeinflusst werden, da das Phänomen gerade aus Preissteigerungen bei *nicht*-handelbaren Gütern entsteht. Zeigen sich folglich in den realwirtschaftlichen Daten Entwicklungen, die auf konjunkturu-

relle Auswirkungen von Inflationsunterschieden zurückzuführen sind, stehen diese in keiner Verbindung zum Balassa-Samuelson-Effekt.

Asymmetrien

Asymmetrische Schocks

Volkswirtschaften sind ständig unterschiedlichsten Schocks ausgesetzt. Diese können das gesamtwirtschaftliche Angebot zum Beispiel in Form von Änderungen der Energiekosten (Ölpreis), der Arbeitsproduktivität (New Economy), des Arbeitsangebots (Zuwanderung) oder durch Naturkatastrophen positiv wie negativ beeinflussen. Daneben unterliegt auch die gesamtwirtschaftliche Nachfrage Schwankungen, beispielsweise durch Änderungen des Konsumentenvertrauens, der Investitionstätigkeit oder der Exportnachfrage. Diese Schocks können sowohl direkten Einfluss auf die Inflationsrate haben (z.B. Ölpreis) als auch indirekten über die Auswirkungen der konjunkturellen Lage auf die Inflation (z.B. Wiedervereinigungsboom).²

Nicht zu vernachlässigen sind auch von der Wirtschaftspolitik ausgehende Einflüsse auf Konjunktur und Preise. Die Regierungen besitzen über administrierte Preise (sie machen 6% des Harmonisierten Verbraucherpreisindex (HVPI) in der EWU aus) und indirekte Steuern (z.B. Mehrwertsteuererhöhung in Deutschland 2007) unmittelbaren Einfluss auf die nationale Preisentwicklung. Daneben besteht ein indirekter Einfluss über die nationale Fiskalpolitik und deren Wirkung auf die Konjunktur.

Ob diese verschiedenen Schocks für unterschiedliche Inflationsraten in den Mitgliedsländern der EWU sorgen, hängt vor allem davon ab, ob sie wie eine Veränderung des Ölpreises den gesamten Euroraum betreffen oder wie die Fußball-Weltmeisterschaft nur einzelne Regionen. In letzterem Fall spricht man von asymmetrischen Schocks, die Konjunktur und Inflation regional unterschiedlich beeinflussen.

Asymmetrische Reaktion

Regionale Unterschiede ergeben sich aber nicht nur aus asymmetrischen Schocks, sondern auch durch ungleiche Reaktionen auf gemeinsame Schocks durch unterschiedliche wirtschaftliche Strukturen. So unterscheiden sich die EWU-Länder insbesondere in ihrer Abhängigkeit vom Öl, ihrer Offenheit im Handel mit Nicht-EWU-Mitgliedern, in der geographischen Verteilung dieses Handels und in der Art der importierten Güter. Folglich können sich Schwankungen des Ölpreises oder bestimmter Wechselkurse gewissermaßen als asymmetrische Schocks für die einzelnen Län-

¹ Die (noch) fehlende absolute Preisgleichheit in der EWU, die im Widerspruch zum Gesetz des einen Preises steht, hat ihre Ursachen unter anderem in regional unterschiedlichen indirekten Steuern und der jeweiligen Wettbewerbsintensität. Außerdem bestimmt sich auch der Preis handelbarer Güter zum Teil durch nicht handelbare Dienstleistungen wie dem örtlichen Marketing und dem Vertrieb. Beispielsweise berichtet die EU-Kommission immer noch Preisunterschiede von teilweise über 20% bei Neuwagen (vgl. http://ec.europa.eu/comm/competition/car_sector/price_diffs/).

² Vgl. hierzu auch Abbildung 8.

Kasten 1
Balassa-Samuelson-Effekt, Wechselkursregimes und Realzinsunterschiede

Die einheitliche Geldpolitik in der EWU sorgt – abgesehen von theoretisch möglichen unterschiedlichen Risikoaufschlägen – für eine einheitliche Zinsstrukturkurve und damit auch einen einheitlichen langfristigen Nominalzins in den Mitgliedsländern (vgl. Abb. 2). Gleichzeitig kann ein wirtschaftlicher Konvergenzprozess für höhere Inflationsraten in den aufholenden Ländern sorgen (Balassa-Samuelson-Effekt). Auf den ersten Blick scheint dies zu ineffizienten Realzinsunterschieden zu führen, die bei flexiblen Wechselkursen nicht auftreten würden. Eine genauere Betrachtung zeigt jedoch, dass dies nicht der Fall ist.

In einem stilisierten Beispiel, in dem von unterschiedlichen Risikoprämien abstrahiert wird, sei Deutschland (D) die große entwickelte Volkswirtschaft, durch deren Investitionsentscheidungen der Weltmarktzins bestimmt wird. Daneben sei Griechenland (G) eine kleine, relativ unterentwickelte offene Volkswirtschaft, die mit Deutschland eine Währungsunion eingegangen ist. Schließlich sei die Tschechische Republik (T) eine kleine, relativ unterentwickelte offene Volkswirtschaft mit einem flexiblen Wechselkurs gegenüber Deutschland. Aufgrund der Fisherschen Zinsgleichung ergibt sich in diesem Beispiel der nominale Weltmarktzins \bar{i} als Summe aus dem Realzins und der erwarteten Inflationsrate in Deutschland, $\bar{i} = \bar{i}_D = r_D + \pi_D^e$.

Die Arbitragebedingung der ungedeckten Zinsparität besagt, dass die erwartete nominale Rendite einer Anlage in Deutschland i_D gleich der erwarteten nominalen Rendite im Ausland sein muss. Im Falle *flexibler Wechselkurse* bedeutet das aus der Sicht Deutschlands

$$(1) \quad i_D = i_T - \frac{\Delta E_{T/D}^e}{E_{T/D}},$$

d.h. der deutsche Nominalzins ist gleich dem tschechischen abzüglich der erwarteten nominalen Abwertung Tschechiens ($E_{T/D}$ ist definiert als Kronen je Euro, $E_{T/D} \uparrow$ entspricht einer Abwertung der tschechischen Währung).

Diese nominale Arbitragebedingung lässt sich mit Hilfe des realen Wechselkurses und der Fisherschen Zinsgleichung in eine reale Arbitragebedingung umschreiben. Sei der reale Wechselkurs als $\varepsilon_{T/D} = E_{T/D} \cdot P_D / P_T$ definiert, wobei P_j das Preisniveau im Land j bezeichnet ($\varepsilon_{T/D} \uparrow$ entspricht einer realen Abwertung Tschechiens). In Wachstumsraten geschrieben ergibt sich $\Delta \varepsilon_{T/D} / \varepsilon_{T/D} = \Delta E_{T/D} / E_{T/D} + \pi_D - \pi_T$. Daraus folgt für die *erwartete* nominale Wechselkursentwicklung $\Delta E_{T/D}^e / E_{T/D} = \Delta \varepsilon_{T/D}^e / \varepsilon_{T/D} - \pi_D^e + \pi_T^e$. Der Balassa-Samuelson-Effekt begründet nun eine reale Aufwertung des relativ unterentwickelten Landes, weshalb in diesem Fall $\Delta \varepsilon_{T/D}^e / \varepsilon_{T/D} < 0$ gilt. Dadurch sinkt die geforderte reale Rendite in Tschechien r_T , wie sich durch Einsetzen in Gleichung (1) zeigt:

$$(2) \quad \underbrace{\bar{i}_D}_{=i_D - \pi_D^e} = \underbrace{r_T + \pi_T^e}_{=r_T} - \underbrace{\left(\Delta \varepsilon_{T/D}^e / \varepsilon_{T/D} - \pi_D^e + \pi_T^e \right)}_{= \Delta \varepsilon_{T/D}^e / \varepsilon_{T/D}} - \pi_D^e \Leftrightarrow r_D = r_T - \Delta \varepsilon_{T/D}^e / \varepsilon_{T/D}.$$

Bei flexiblen Wechselkursen entspricht die erwartete reale Rendite in Deutschland der erwarteten realen Rendite in Tschechien abzüglich der erwarteten realen Abwertung (= zuzüglich der erwarteten realen Aufwertung) Tschechiens.

Auch in einer *Währungsunion* muss die erwartete nominale Rendite einer Anlage in Deutschland gleich der erwarteten nominalen Rendite im Ausland sein. Allerdings fällt hier die Möglichkeit einer nominalen Wechselkursänderung weg ($\Delta E_{G/D}^e / E_{G/D} = 0$), so dass sich Gleichung (1) vereinfacht zu $\bar{i}_D = \bar{i}_G$ (vgl. die Nominalzinskonvergenz in der EWU in Abb. 1 und Abb. 2). Aus der Fisherschen Zinsgleichung ergibt sich damit für die Realzinsen $r_D + \pi_D^e = r_G + \pi_G^e$. Aus der Definition des realen Wechselkurses kombiniert mit der erwarteten realen Aufwertung Griechenlands ($\Delta \varepsilon_{G/D}^e / \varepsilon_{G/D} < 0$) durch den Balassa-Samuelson-Effekt und $\Delta E_{G/D}^e / E_{G/D} = 0$ bleibt mit

$$(3) \quad r_D = r_G + \underbrace{\pi_G^e - \pi_D^e}_{= -\Delta \varepsilon_{G/D}^e / \varepsilon_{G/D}} \Leftrightarrow r_D = r_G - \Delta \varepsilon_{G/D}^e / \varepsilon_{G/D}$$

dieselbe Arbitragebedingung wie bei flexiblen Wechselkursen.

Damit wird deutlich, dass der Balassa-Samuelson-Effekt durch höhere Inflationsraten für niedrigere Realzinsen in den aufholenden Volkswirtschaften sorgt. Dieser Effekt ist aber unabhängig vom gewählten Wechselkursregime, so dass eine Währungsunion in dieser Hinsicht nicht zu verzerrenden Effekten führt.

der darstellen und damit ganz unterschiedliche Konsequenzen nach sich ziehen.

Trotz der einheitlichen Nominalzinsen in Europa können so auch geldpolitische Entscheidungen der EZB durch unterschiedliche Transmissionsmechanismen potentiell unterschiedliche Auswirkungen auf die reale und die preisliche Entwicklung in den Mitgliedsländern haben.

Ein weiterer potentieller Grund für unterschiedliche Inflationsraten könnte darin liegen, dass Veränderungen relativer Preise aufgrund der unterschiedlichen Konsumpräferenzen und damit verbunden unterschiedlicher Gewichte in den nationalen Preisindizes für unterschiedliche Veränderungen dieser Indizes sorgen. Mit Hilfe von Simulationen der Auswirkung verschiedener Gewichtungsmethoden bei den Preisindizes zeigt die EZB (2003) jedoch, dass sich hiermit nur ein kleiner Teil der bestehenden Inflationsunterschiede erklären lässt.

Ursachen der Persistenz in der EWU

Die beschriebenen Asymmetrien sind eine natürliche Eigenschaft von Ökonomien. Verschiedene Anpassungsmechanismen, die im Folgenden in Bezug auf die EWU diskutiert werden, sorgen im Allgemeinen für eine Rückkehr zum langfristigen Gleichgewicht: Durch Änderungen des nominalen Wechselkurses, durch Mobilität der Produktionsfaktoren Arbeit und Kapital sowie durch Anpassungen der relativen Preise in den einzelnen Regionen bewirken Marktmechanismen die notwendige Anpassung. Daneben kann die Wirtschaftspolitik in Form einer geeigneten regionalen Geld- und Fiskalpolitik den Marktmechanismus unterstützen.³

In der EWU jedoch ist der nominale Wechselkurs dauerhaft fixiert, und auch eine regional unterschiedliche Geldpolitik durch die EZB ist durch die einheitliche Währung nicht möglich. Zwar hat die EWU zu einem europaweiten Kapitalmarkt und damit zu höherer Kapitalmobilität beigetragen, bekanntermaßen mangelt es aber im Euroraum an der Mobilität des Faktors Arbeit. So leben und arbeiten nur rund 1,5% der Bürger der EU-25 in einem anderen Mitgliedstaat als ihrem Herkunftsland; eine Zahl, die seit 30 Jahren konstant geblieben ist.⁴

Nach dem Wegfall nationaler Geldpolitik bleibt allein die Fiskalpolitik als wirtschaftspolitisches Instrument, um regionale Unterschiede in der EWU auszugleichen. Auf nationaler Ebene in Deutschland hilft hier unter anderem der Länder-

finanzausgleich zwischen ökonomisch starken und schwächeren Bundesländern. Im Vergleich hierzu erfolgt die Umverteilung auf europäischer Ebene in deutlich geringerem Ausmaß. Außerdem ist die nationale Fiskalpolitik häufig durch den Stabilitäts- und Wachstumspakt beschränkt, weil die meisten Länder in konjunkturell guten Zeiten nicht hinreichend vorgesorgt haben. Dadurch gibt es in der EWU sogar Anzeichen für eine prozyklische, konjunkturelle Entwicklungen verstärkende Fiskalpolitik (vgl. EU-Kommission 2004).

Damit verbleibt die Hauptlast der Anpassung beim Preismechanismus. Eine rasche und effiziente Anpassung an regionale ökonomische Ungleichgewichte erfordert ein hohes Maß an Lohn- und Preisflexibilität. Allerdings wirken sich hier die für Europa typischen Rigiditäten negativ aus. So bestehen Nominallohnrigiditäten beispielsweise durch explizite oder implizite Mindestlöhne sowie lange Vertragslaufzeiten. Darüber hinaus werden in manchen Ländern (Belgien, Finnland, Luxemburg und Spanien) Löhne teilweise automatisch an die Inflationsrate angepasst. Auf der Preisseite zeigen Berechnungen der EZB (2005), dass Preise im Euroraum für durchschnittlich vier bis fünf Quartale nicht geändert werden, doppelt so lange wie in den USA. Besonders lange lassen Preisanpassungen im Dienstleistungssektor und damit vor allem bei nicht-handelbaren Gütern auf sich warten.

Diese Rigiditäten zusammen mit den vorher beschriebenen Asymmetrien senken die volkswirtschaftlichen Gewinne aus der Währungsunion. Sie sorgen insbesondere dafür, dass zusätzlich zum Balassa-Samuelson-Effekt sich selbst verstärkende Effekte von Inflationsunterschieden im Euroraum stärker zum Tragen kommen und damit persistenter sind als in anderen Währungsräumen wie den USA.⁵ Der folgende Abschnitt beschreibt zunächst, wie sich in Europa Inflationsunterschiede durch die sich ergebenden Realzinsunterschiede selbst verstärken. Anschließend geht der Abschnitt auf den langfristig ausgleichenden Effekt der Inflationsunterschiede auf die Wettbewerbsfähigkeit der einzelnen Mitgliedsländer ein.

Konsequenzen der Inflationsdifferenzen für die Realwirtschaft

Realzinsunterschiede

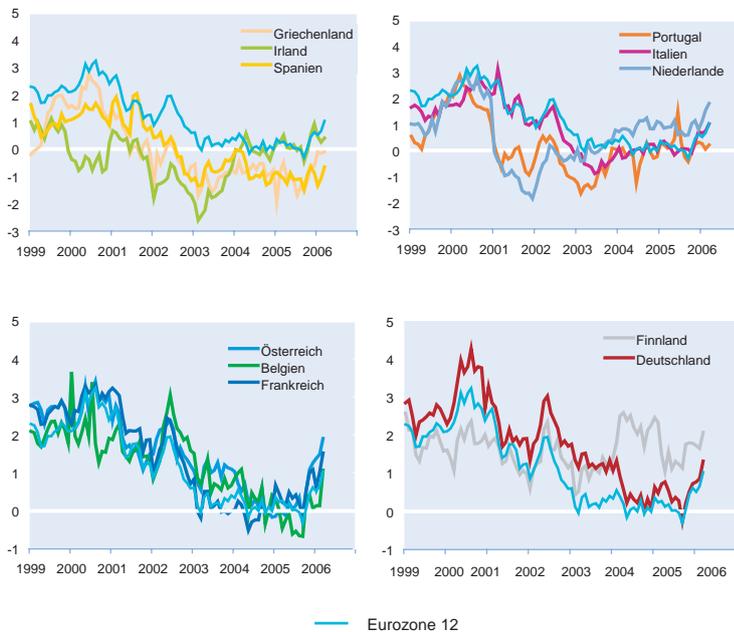
Im Allgemeinen werden Realzinsen in Abwandlung der Fisherschen Zinsgleichung als Differenz aus Nominalzins und

³ Ob der Einsatz von Geld- und Fiskalpolitik tatsächlich stabilisierend (anti-zyklisch) oder destabilisierend (prozyklisch) auf die Ökonomie wirkt, war (ist) eine lange andauernde Streitfrage unter Ökonomen. Nach der momentanen Mehrheitsmeinung, die unter dem Namen »Neue Keynesianische Makroökonomie« bekannt ist, kann intelligente Wirtschaftspolitik stabilisierend wirken.

⁴ Vgl. Internetseite der EU-Kommission, http://europa.eu.int/comm/employment_social/workersmobility2006/fact_figures_de.htm.

⁵ Beispielsweise Angeloni und Ehrmann (2004) betonen die Bedeutung der Inflationspersistenz im Euroraum. Um dieses Phänomen besser zu verstehen und dann auch dagegen vorgehen zu können, hat die EZB ein eigenes Forschungsnetzwerk (»Eurosystem Inflation Persistence Network«) eingerichtet. Für Informationen zu diesem Netzwerk der EZB, siehe http://www.ecb.int/home/html/researcher_ipn.en.html.

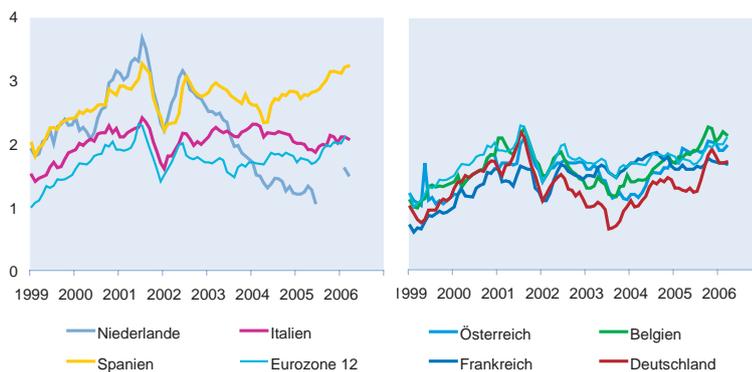
Abb. 9
Zwölf-Monats-Realzins ex post



Quelle: Eurostat; Berechnung der Autoren.

verwirklichter Inflationsrate berechnet. Bei gleichen Nominalzinsen innerhalb des Euroraums sorgen damit die unterschiedlichen Inflationsraten aus Abbildung 4 für eine entsprechende Divergenz bei den ex-post-Realzinsen, die in Abbildung 9 dargestellt werden. Hier wird deutlich, dass mehrere Länder – insbesondere im oberen Teil der Graphik – über längere Zeit sogar negative Realzinsen aufwiesen. Das hat im Extremfall zur Folge, dass sich bei Kreditfinanzierung auch verlustbringende Investitionsprojekte lohnen können. Solche Gegebenheiten lassen sich sowohl in Spanien als auch in Griechenland und bis 2004 auch für Irland

Abb. 10
Durchschnittlich erwartete Inflationsrate in zwölf Monaten



Quelle: Economist, Poll of Forecasters.

finden. Aber auch Portugal und Italien hatten über längere Zeit Zinsvorteile. Im Gegensatz dazu finden sich Länder wie Deutschland oder Finnland, die sich einem erheblichen Zinsnachteil gegenüber sahen und in denen somit Investitionen relativ teuer waren. Aktuell beobachtet man in allen Ländern durch die restriktivere Geldpolitik wieder steigende Realzinsen, die relativen Unterschiede bleiben aber bestehen.

Ein Problem bei dieser Argumentation entsteht dadurch, dass für Investitionsentscheidungen eigentlich nicht ex-post-Realzinsen relevant sind, sondern die bei der Entscheidung erwarteten ex-ante-Realzinsen. Diese erhält man durch Subtraktion der erwarteten an Stelle der tatsächlichen Inflationsraten von den jeweiligen Nominalzinsen. Abbildung 10 zeigt, welche Preissteigerung die befragten Experten für die nächsten zwölf Monate im Durchschnitt erwarten. Im linken Teil der Graphik finden sich Länder, deren erwartete Inflationsrate meist über der Preissteigerung lag, die für den Euroraum insgesamt erwartet wurde. Die größte Abweichung beobachtet man auch hier in Spanien, wo die Inflationserwartung für den ganzen Zeitraum deutlich höher war als der Durchschnitt. Aber auch für die Niederlande war die Preissteigerungserwartung bis 2004 überdurchschnittlich hoch. Am aktuellen Rand liegt allerdings nur noch Spanien deutlich über dem Euroraum. Bemerkenswert hierbei ist auch, dass in Italien und Spanien fast über den gesamten Zeitraum eine Inflation erwartet wurde, die über dem Wert von 2% liegt, den die EZB für mit Preisstabilität vereinbar einstuft. Im Durchschnitt des Euroraums war das gleichwohl nicht der Fall. In der rechten Graphik sind die Länder abgebildet, in denen relativ niedrige Inflationsraten erwartet wurden. Hier ist vor allem für Deutschland eine persistent niedrigere Erwartung für die Preissteigerung zu beobachten. Aber auch in Belgien erwarteten die Experten erst zuletzt wieder durchschnittliche Inflationsraten. Interessanterweise lag die Inflationserwartung für die rechts dargestellten Länder seit 1999 – mit Ausnahme des Juli und August 2001 – recht beachtlich unter dem Referenzwert der EZB. Am aktuellen Rand ist dies gleichwohl nicht mehr so ausgeprägt. Im Vergleich mit den realisierten Inflationsraten stellt man fest, dass die Erwartungen für die einzelnen Länder deutlich näher beieinander liegen als die letztlich realisierten Preissteigerungen.

Zu bemerken ist an dieser Stelle noch, dass es sich bei den dargestellten Erwartungen

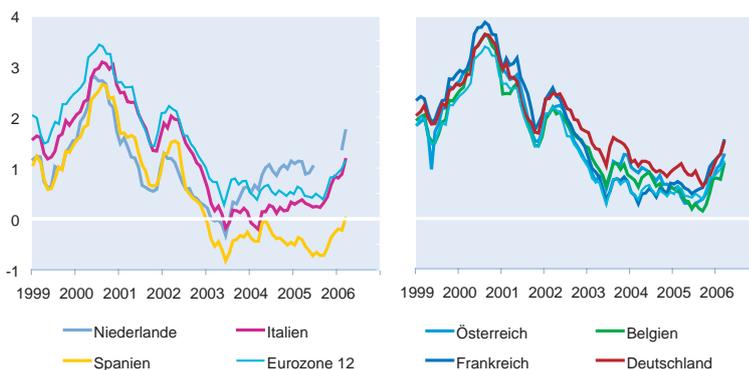
um Expertenbefragungen handelt. Für die hier angeführte Argumentation muss zusätzlich angenommen werden, dass diese mit denen der Haushalte und Unternehmen übereinstimmen, die letztlich für die Preissetzung verantwortlich sind. In einer aktuellen Studie weisen Arnold und Lemmen (2006) allerdings darauf hin, dass die aus Konsumentenbefragungen der EU gewonnenen Erwartungen im Vergleich zu den hier gezeigten Expertenerwartungen noch stärker divergieren. Insbesondere ist die Divergenz ähnlich groß wie bei den realisierten Inflationsraten (vgl. Abb. 4).

Die aus den Inflationserwartungsunterschieden resultierenden ex-ante-Realzinsdifferenzen sind in Abbildung 11 dargestellt. Im Vergleich zu den ex post berechneten Realzinsen sieht man deutlich, dass die Realzinsunterschiede weniger gravierend ausfallen. Insbesondere fällt auf, dass bei dieser Darstellung fast keine negativen Realzinsen mehr auftreten. Die Ausnahme bildet Spanien, wo durch die negativen Realzinsen über längere Zeit ein extrem günstiges Investitionsklima zu beobachten war. Ebenso konnte Italien Zinsvorteile für sich verbuchen. In den Ländern, die in der rechten Graphik dargestellt sind, finden sich solch Investitionen stimulierende Effekte nicht. Vielmehr wird deutlich, dass Deutschland im Vergleich zu seinen europäischen Nachbarn einen konstanten Realzinsnachteil hinnehmen musste, der zuletzt allerdings etwas geringer ausfiel.

Alles in allem dürfte die beobachtete Realzinsdifferenz für sich genommen jedoch ausreichen, um – besonders im Hinblick auf Spanien und Deutschland – reale Divergenzen im

Abb. 11

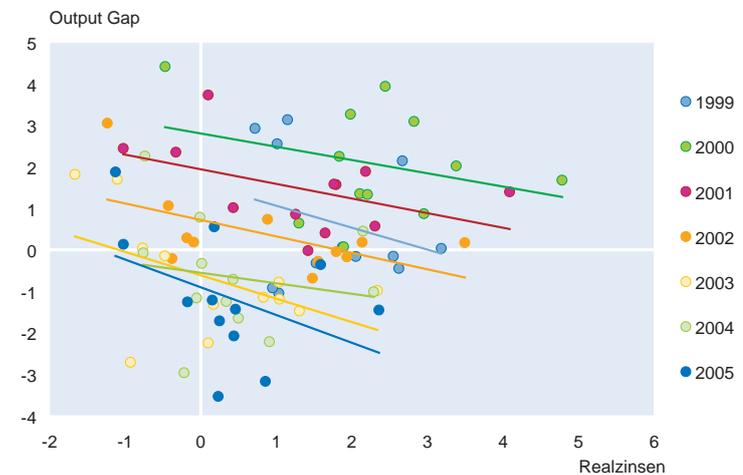
Zwölf-Monats-Realzins ex ante



Quelle: Eurostat; Economist, Poll of Forecasters; Berechnungen der Autoren.

Abb. 12

Output Gap und Realzinsen, 1999–2005



Quelle: OECD; Berechnungen der Autoren.

Euroraum auszulösen. Im Folgenden soll nun auf diese Auswirkungen näher eingegangen werden.

Entwicklung realzinsabhängiger Nachfragekomponenten

Eine besondere Eigenschaft einer Währungsunion besteht in der sich selbst verstärkenden Wirkung von Inflationsunterschieden über ihren Einfluss auf die Realzinsen: Eine überdurchschnittliche Inflationsrate sorgt, wie im vorigen Abschnitt gezeigt, für unterdurchschnittliche Realzinsen im betreffenden Land. Diese führen wiederum zu einem günstigen Investitionsklima und überdurchschnittlicher Nachfrage. Dies erzeugt einen weiteren Inflationsdruck in dem Land, in dem die Preise im Vergleich sowieso schon stärker steigen. Zur Veranschaulichung zeigt Abbildung 12 den Zusammenhang von Realzins und Output Gap⁶ in einer einfachen Korrelationsanalyse. Man erkennt deutlich die Zinsabhängigkeit der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage. Je niedriger also der Realzins, desto größer (positiver) das Output Gap.

Manche Behauptungen in der Presse, die Bedeutung nationaler Inflationsraten für den Realzins sinke, weil »Investoren Kapital europaweit aufnehmen können und Absatzmärkte zusammenwachsen« (vgl. Welter 2006) gehen dagegen am Problem vorbei. Der Grund ist, dass für beide Seiten des Kapitalmarktes bei identischen Nominalzinsen und keinen Wechselkursrisiken allein die nationalen Inflationsraten den für den jeweiligen Investor oder Kapitalnehmer effektiven

⁶ Das Output Gap misst die konjunkturelle Komponente im BIP und wird berechnet als Differenz aus tatsächlichem BIP und dem Produktionspotential.

Kasten 2

Auswirkungen von Inflationsunterschieden in einer Währungsunion aus theoretischer Sicht

In diesem Kasten wird gezeigt, wie sich Inflationsunterschiede im Konjunkturzyklus auf die gesamtwirtschaftliche Nachfrage auswirken. Dazu betrachten wir ein einfaches Modell einer kleinen offenen Volkswirtschaft (vgl. Walsh 2003) wie Irland in einer Währungsunion, bestehend aus einer kurzfristigen Angebotskurve (AS) auf Basis einer hybriden Neu-Keynesianischen Phillipskurve, einer Nachfragekurve (AD) und der ungedeckten Zinsparitätenbedingung (IP) in der EWU:

$$(AS) \pi_t = a_1 y_t + a_2 E_t \pi_{t+1} + (1 - a_2) \pi_{t-1} + a_3 \varepsilon_t$$

$$(AD) y_t = b_1 \varepsilon_t - b_2 (\dot{i}_t - E_t \pi_{t+1})$$

$$(IP \text{ in EWU}) \dot{i}_t = \dot{i}_t^* \Leftrightarrow r_t = r_t^* + E_t \pi_{t+1} - E_t \pi_{t+1} \Leftrightarrow r_t = r_t^* + (E_t \varepsilon_{t+1} - \varepsilon_t) / \varepsilon_t$$

Dabei bezeichnet π_t die irische Inflationsrate, y_t die irische Outputlücke, ε_t den realen Wechselkurs als Preis ausländischer Güter in Einheiten irischer Güter, und r_t den realen bzw. \dot{i}_t den nominalen Zins. Durchschnittsgrößen der Währungsunion, die von den irischen Entwicklungen unbeeinflusst bleiben (durch die Annahme einer kleinen Volkswirtschaft), werden mit * bezeichnet. Alle Koeffizienten sind nichtnegativ.

a_1 in (AS) bestimmt das Ausmaß der Preisflexibilität und damit die intratemporale Beziehung zwischen Inflation und Output. Die Höhe von $0 < a_2 < 1$ dagegen legt fest, wie persistent Inflationsraten in Irland sind, wobei ein kleineres a_2 für höhere Persistenz sorgt (vgl. z.B. Galí und Gertler 1999). Schließlich geht der reale Wechselkurs mit einem positiven Koeffizienten a_3 in die AS-Gleichung ein, da eine reale Abwertung ($\varepsilon \uparrow$) die Preise importierter Vorprodukte und damit die Produktionskosten erhöht. Die aggregierte Nachfrage (AD) hängt negativ vom Realzins $\dot{i}_t - E_t \pi_{t+1}$ ab, wobei b_2 der Zinselastizität der Nachfrage entspricht. Gleichzeitig sorgt eine reale Aufwertung bei Gültigkeit der Marshall-Lerner-Bedingung für einen Rückgang der Nettoexportnachfrage und damit von y_t (b_1 in AD). Das Konzept der ungedeckten Zinsparität (IP) impliziert in einer Währungsunion ohne nominales Wechselkursrisiko gleiche Nominalzinsen in allen Mitgliedsländern, die Realzinsen unterscheiden sich um den erwarteten Inflationsunterschied bzw. die erwartete Veränderung des realen Wechselkurses (vgl. Kasten 1).

In der Ausgangssituation sei die Volkswirtschaft im langfristigen Gleichgewicht (*steady state*), so dass die Inflation π_t ihrem Zielwert und dem Durchschnitt der Währungsunion π_t^* sowie die Produktion ihrem Potential entspricht ($y_t = 0$). In $t + 1$ gebe es nun einen persistenten positiven Schock auf die (erwartete) irische Inflationsrate in Höhe von $\Delta\pi$. Dadurch sinkt der Realzins in $t + 1$ dauerhaft um $\Delta\pi$ auf $\dot{i}_{t+1} - E_{t+1} \pi_{t+2}^* - \Delta\pi$ und die Nachfrage steigt um $b_2 \Delta\pi$. Bei vollkommen flexiblen Löhnen und Preisen ($a_1 \rightarrow \infty$) wirkt sich die zusätzliche Nachfrage unmittelbar in höheren Preisen aus, in einer rigiden Volkswirtschaft (a_1 nahe 0) verursacht sie aber starke Produktionsschwankungen.

Gleichzeitig sorgt eine dauerhaft höhere Inflationsrate um $\Delta\pi$ im Vergleich zum Durchschnitt π^* für eine kumulative reale Aufwertung in $t + n$ um $n \cdot \Delta\pi$, wodurch die Nettoexportnachfrage immer stärker sinkt. Konzentriert man sich auf die Auswirkungen auf die aggregierte Nachfrage, dominiert der die Wettbewerbsfähigkeit steigernde Effekt den Realzinseffekt bei konstanten Inflationsunterschieden erst, wenn $b_1 \cdot n \cdot \Delta\pi > b_2 \cdot \Delta\pi$, d.h. $n > b_2 / b_1$: Die wegen der sinkenden Wettbewerbsfähigkeit fallenden Nettoexporte werden die gestiegene Nachfrage zinsabhängiger Nachfragekomponenten wie Wohnungsbauinvestitionen oder langlebiger Konsumgüter erst überwiegen, wenn die Abwertung hinreichend stark ausgefallen ist.

Bisher wurde vereinfachend unterstellt, der Inflationsunterschied betrage konstant $\Delta\pi$. Dabei blieb jedoch die Endogenität der irischen Inflationsrate unberücksichtigt. Selbst wenn der Schock $\Delta\pi$ nur temporär in der Periode $t + 1$ auftritt, sorgt der unterdurchschnittliche Realzins in t für eine Überschussnachfrage (für $b_1 > b_2$). Der daraus entstehende Inflationsdruck belässt $\Delta\pi$ auch in den folgenden Perioden positiv und damit den Realzins niedriger als im *steady state*. Der Wettbewerbskanal bewirkt über die Nachfrageseite den beschriebenen gegenläufigen Effekt, aber eine Fokussierung auf die Nachfrageseite in diesem Modell vernachlässigt die Angebotsseite in der AS-Gleichung. Hier sorgt einerseits der Wettbewerbskanal über die Importpreise als Vorprodukte für eine zusätzliche Divergenz, weil sich oben hergeleitete Bedingung für die Dominanz des Konvergenzeffektes zu $(b_1 - a_3) \cdot n \cdot \Delta\pi > b_2 \cdot \Delta\pi$ und damit $n > b_2 / (b_1 - a_3) > b_2 / b_1$ abschwächt. Andererseits verändert sich bei hinreichend vorausschauender Inflationserwartungsbildung (a_2 nahe 1) die AS-Kurve in den Folgeperioden des Schocks so, dass die Nachfrageschwankungen allein Inflations- und keine Outputwirkungen mehr haben.

Die Preisrigiditäten innerhalb einer Periode (a_1) und die in diesem Modell Persistenz erzeugenden rückwärts gerichteten Inflationserwartungen ($1 - a_2$) sind direkt mit den in Abschnitt 3 beschriebenen Rigiditäten verbunden (vgl. z.B. die Herleitung der hybriden Phillipskurve in Galí und Gertler 1999). Erst bei mangelnder Flexibilität in der Ökonomie können die von Inflationsunterschieden ausgelösten divergierenden Effekte Konjunkturunterschiede verstärken und verlängern.

In diesem Modell erfolgt keine Anpassung durch mobiles Kapital, weil die Höhe des Kapitalstocks keinen Einfluss auf die Outputlücke y_t ausübt. Die Zinsparitätenbedingung (IP) zeigt, dass perfekte Kapitalmobilität in einer Währungsunion für eine Konvergenz der Nominal- aber nicht notwendigerweise der Realzinsen sorgt. In einem um Kapitalstockeinflüsse erweiterten Modell bewirkt der niedrige irische Realzins höhere Investitionen, die den Kapitalstock erweitern und damit langfristig das gesamtwirtschaftliche Angebot erhöhen. Dadurch reduziert sich der Preisdruck langfristig, über die Dauer eines Konjunkturzyklus aber sind die oben beschriebenen Effekte im Rahmen des modernen Neu-Keynesianischen AS-AD-Modells wesentlich relevanter.

Bei flexiblen Wechselkursen würden sich dauerhafte Inflationsunterschiede nicht in Änderungen des realen, sondern des nominalen Wechselkurses ausdrücken. Da in diesem Fall die Zinsparitätenbedingung (IP) um die erwartete nominale Wechselkursänderung erweitert werden muss, verursachen die Inflationsunterschiede damit unterschiedliche Nominalzinsen, die Realzinsen werden – im Unterschied zum Fall in der Währungsunion – durch unterschiedliche Konjunkturlagen nicht verzerrt.

Realzinsen bestimmen, unabhängig davon, in welchem EWU-Land sie ihr Geld anlegen bzw. einen Kredit aufnehmen.

Der oben beschriebene Wirkungsmechanismus wird in der Literatur nach dem früheren britischen Finanzminister Sir Alan Walters (1981–84, 1989) als »Walter's effect« bezeichnet, eine zusammenfassende formal-theoretische Darstellung findet sich in Kasten 2.⁷ Der Rest dieses Abschnitts beschäftigt sich damit, inwiefern man die Konsequenzen dieser Realzinsunterschiede in Europa erkennen kann.

Reales privates Kreditwachstum

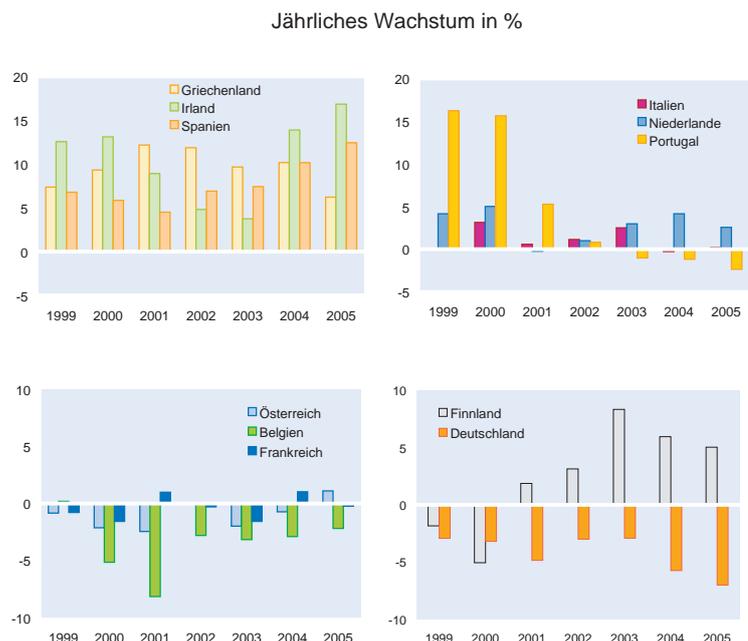
Eine Größe, in der sich Realzinsunterschiede widerspiegeln, ist das reale private Kreditwachstum (vgl. Abb. 13). Hier fällt auf, dass in Griechenland, Spanien und Irland die Kreditvergabe deutlich schneller gestiegen ist als im Euroraum insgesamt. Hingegen beobachtet man in Belgien, Österreich und Deutschland eine nur relativ schwache Kreditexpansion. Wie aus dem vorigen Abschnitt deutlich wird, liegen die Ursachen in Irland und Spanien hauptsächlich in den relativ niedrigen Realzinsen. Vor allem in Deutschland hat sich in Folge der höheren Zinsen die Kreditvergabe im Vergleich sehr schwach entwickelt. Das starke Wachstum in Portugal und Griechenland kann teilweise mit einem strukturellen Wandel hin zu einem größeren Ausmaß an Finan-

zintermediation begründet werden, wobei man in Portugal seit 2003 wieder eine niedrigere Expansion der realen Kreditvergabe als im Euroraum beobachtet. Eine Entwicklung, die auch mit den dort wieder gestiegenen Realzinsen zusammenpasst.

Immobilien

Eine weitere wirtschaftliche Variable, in der sich günstige Finanzierungsbedingungen widerspiegeln, sind die Investitionen in Wohnbauten. Eine hohe reale Kreditvergabe an den privaten Sektor sollte demnach zu einer im Vergleich lebhafteren Baukonjunktur führen. Auch hier zeigen sich erhebliche Unterschiede in den einzelnen Volkswirtschaften der Währungsunion. In Abbildung 14 ist das Wachstum der realen Wohnungsbauinvestitionen in einigen Ländern der EWU im Vergleich zum gesamten Euroraum abgebildet.⁸ Es zeigt

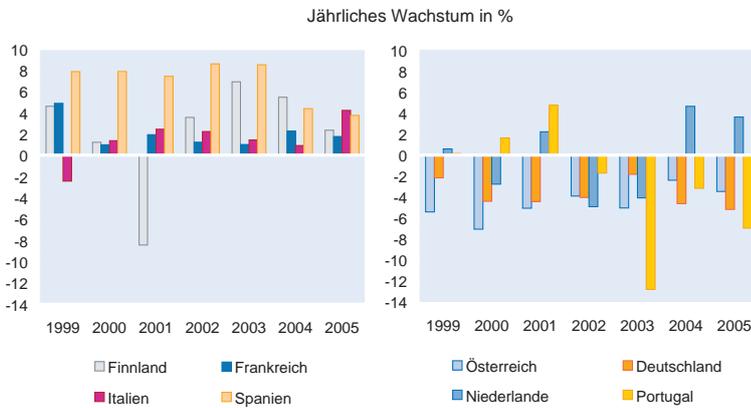
Abb. 13
Reale Kredite an den privaten Sektor in Abweichung zum Euroraum



Quelle: Eurostat; Berechnung der Autoren.

⁷ Der beschriebene Realzinseffekt wird möglicherweise noch verstärkt durch einen Vermögenseffekt. Gegeben die starke Konzentration von Vermögen in inländischen Anlagen (»Home Bias«: Zum Beispiel halten deutsche Privatpersonen aktuell 79,8% ihres Aktienvermögens in deutschen Aktien (vgl. Deutsches Aktieninstitut, Factbook 2005); bei Immobilien ist der Anteil mit Sicherheit noch höher), sorgen unterdurchschnittliche Realzinsen für überdurchschnittliche Preissteigerungen auf diesen Märkten. Das entstehende höhere Vermögen kann wiederum als Kreditsicherheit verwendet werden und die Nachfrage zusätzlich stimulieren (»Balance-sheet-channel«). Eine detaillierte empirische Überprüfung liegt außerhalb des Fokus dieses Artikels, aber ein selektiver vergleichender Blick auf die Entwicklung dieser beiden Märkte in Spanien und Irland vs. Deutschland zeigt die mögliche Relevanz dieses Arguments.
⁸ Für die fehlenden Länder hält Eurostat keine Daten bereit.

Abb. 14
Reale Wohnungsbauinvestitionen in Abweichung zum Euroraum



Quelle: Eurostat; Berechnungen der Autoren.

sich, dass Spanien und Finnland die höchsten Wachstumsraten verzeichnet haben. Aber auch Italien und Frankreich sind in den vergangenen Jahren meist überdurchschnittlich gewachsen. In Spanien und Finnland wurden die hohen Investitionen in Wohnbauten von einem starken Kreditwachstum begleitet. Ein entscheidender Unterschied ergibt sich jedoch, da Finnland sehr niedrige Inflationsraten verzeichnete, aber der Wohnungsbau durch staatliche Programme gefördert wurde, während Spanien von niedrigen Realzinsen profitiert.

In Österreich und Deutschland zeigt sich deutlich der Nachteil hoher Realzinsen; beide Länder zeichnen sich durch unterdurchschnittliches Kreditwachstum und in beiden Fällen schrumpfende Bautätigkeit aus. Portugal erlebte einen massiven Einbruch der Baukonjunktur in 2003, von dem es sich trotz relativ niedriger Realzinsen bis heute nicht erholt hat. Insgesamt wird deutlich, dass der Realzinsseffekt (insbesondere im Vergleich Spaniens mit Deutschland) zu einer bleibenden Divergenz der Wachstumsraten geführt hat.

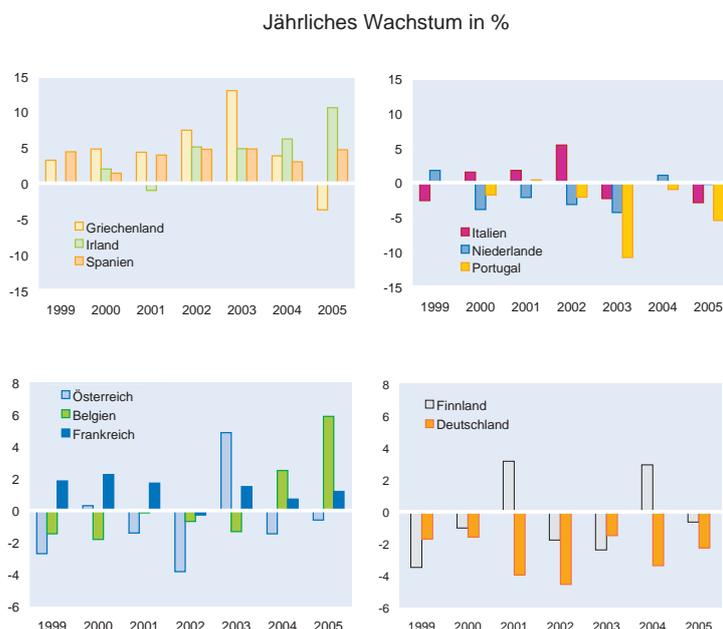
Anlageinvestitionen

Ähnlich wie im vorangehenden Abschnitt können sich Realzinsdifferenzen auch über die realen Bruttoanlageinvestitionen auf die Entwicklung der Volkswirtschaft übertragen. Auch hier begünstigt ein niedriger Realzins die Investitionstätigkeit. In Abbildung 15 zeigt sich ein ähnliches Bild wie schon bei der Wohnungsbautätigkeit.

Spanien, Irland und ebenso Griechenland (bis 2004) konnten von günstigen Finanzierungsbedingungen profitieren. Auch in Frankreich stiegen die Investitionen meist stärker als im Euroraum. Andere Länder wie Deutschland und Österreich hatten eine weit unterdurchschnittliche Entwicklung zu verzeichnen. In Finnland zeigt sich der Zinsnachteil nun bei den Anlageinvestitionen, die die meiste Zeit nur unterdurchschnittlich expandierten. Insgesamt findet sich auch bei den Anlageinvestitionen die These bestätigt, dass Realzinsunterschiede in einer Währungsunion zu einer dauerhaft unterschiedlichen gesamtwirtschaftlichen Entwicklung beitragen.

Die in diesem Abschnitt angeführte Evidenz deutet darauf hin, dass es sich bei der in Abbildung 12 dargestellten Beziehung zwischen Realzins und Output Gap nicht um eine bloße Korrelation, sondern auch eine kausale Beziehung von Realzins zur Konjunkturlage handelt. Die aus theoretischer Sicht stark vom Realzins abhängigen Größen Kreditwachstum, Wohnungsbau und Anlageinvestitionen zeigen weitgehend die divergierende Entwicklung in den einzelnen Ländern, wie sie sich aus den Realzinsunterschieden impliziert. Damit verstärken die Inflationsunterschiede über den Realzinskanal bestehende konjunkturelle Asymmetrien.

Abb. 15
Reale Bruttoanlageinvestitionen in Abweichung zum Euroraum



Quelle: Eurostat; Berechnung der Autoren.

Auswirkungen der unterschiedlichen Entwicklungen der realen Wechselkurse

Neben ihrer Auswirkungen auf den Realzins sorgen unterschiedliche Inflationsraten bei fixen nominalen »Wechselkursen« innerhalb der EWU für Veränderungen der realen Wechselkurse⁹ und damit der Wettbewerbsfähigkeit der Volkswirtschaften, die tendenziell zu einer Konvergenz des Wirtschaftswachstums führen.

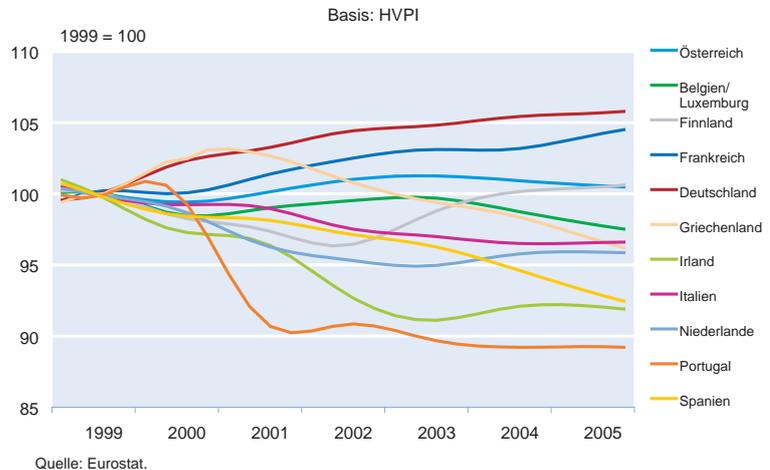
Reale Wechselkurse bzw. die Wettbewerbsfähigkeit von Volkswirtschaften lassen sich mit unterschiedlichen Methoden berechnen (vgl. z.B. Clostermann 1998). Abbildung 16 basiert auf der Kombination von fixen nominalen Wechselkursen in der EWU mit den nationalen Entwicklungen des HVPI. Dagegen beruht Abbildung 17 auf den nationalen Lohnstückkosten, wodurch neben der hochkorrelierten Lohn-/Preisentwicklung auch unterschiedliche Produktivitätswachstumsraten berücksichtigt werden. Beide Darstellungen sind zumindest qualitativ sehr ähnlich. Es ist klar zu erkennen, dass Deutschland und Frankreich an preislicher Wettbewerbsfähigkeit gewonnen, Portugal, Irland und Spanien dagegen verloren haben. Noch deutlicher zeigt sich diese Entwicklung an dem auf Lohnstückkosten basierten realen Wechselkurs, der insbesondere Irland, Italien und Spanien Wettbewerbsnachteile bescheinigt und der anzeigt, dass lediglich Deutschland und Österreich ihre Position spürbar verbessert haben.¹⁰

Beide Abbildungen können jedoch nicht beantworten, ob es in den letzten Jahren zu einer *absoluten* Konvergenz oder Divergenz der Wettbewerbsfähigkeit gekommen ist. Dafür ist entscheidend, ob der Eintritt in die Währungsunion 1999 zu gleichgewichtigen Wechselkursen stattfand. Dies wird insbesondere für Deutschland häufig bestritten, die DM war 1999 wahrscheinlich überbewertet. Hierbei ist ebenfalls zu beachten, dass zwischen den Ländern noch

⁹ Der reale Wechselkurs ϵ in Preisnotierung gibt den Preis ausländischer Güter in Einheiten inländischer Güter an. Ein Anstieg von ϵ bedeutet deshalb eine reale Abwertung und damit einen Anstieg der Wettbewerbsfähigkeit des Inlands.

¹⁰ Der überaus starke Anstieg der Wettbewerbsfähigkeit in Deutschland gemessen an den Lohnstückkosten in Abbildung 17 ist allerdings auch darauf zurückzuführen, dass viele unproduktive Arbeitnehmer entlassen wurden und die durchschnittliche Produktivität so erhöht wurde. Somit zeigt sich hier zwar ein Gewinn an Wettbewerbsfähigkeit deutscher Produkte, nicht aber der deutschen Arbeitnehmer.

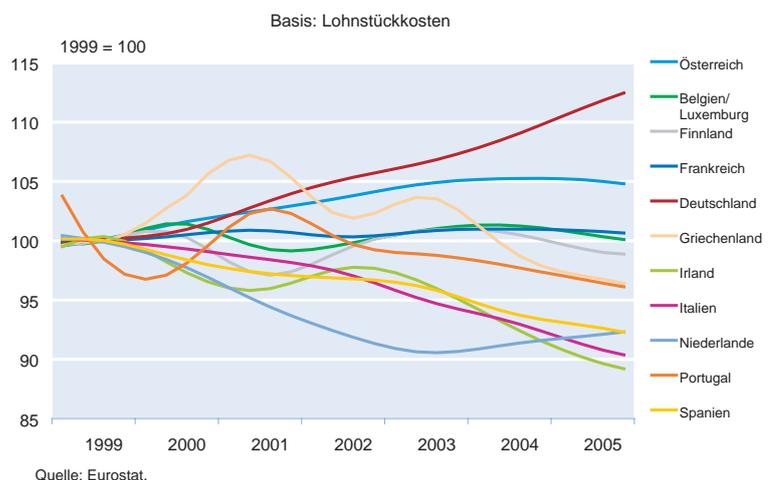
Abb. 16
Realer effektiver Wechselkurs gegenüber den EWU-Handelspartnern



erhebliche *Niveau*unterschiede bestehen, was die Lohnstückkosten betrifft. In diesem Artikel geht es jedoch vor allem um die konjunkturelle Effekte, für die die Betrachtung der relativen Entwicklung der Wettbewerbsfähigkeit ausreicht.

Schließlich erkennt man in der Abbildung einen wichtigen Unterschied zu den Realzinsunterschieden: Während Realzinsunterschiede bei persistenten Inflationsunterschieden auf dem gleichen Niveau bleiben, kumulieren sich persistente Inflationsunterschiede bei den realen Wechselkursen. Die jahrelang niedrigen deutschen Inflationsraten haben zu einem stetigen Anstieg des realen Wechselkurses und damit zu einem stetigen Anstieg der deutschen Wettbewerbsfähigkeit geführt, während die Belastung durch den überdurchschnittlichen Realzins in etwa konstant geblieben ist (vgl. Abb. 9).

Abb. 17
Realer effektiver Wechselkurs gegenüber den EWU-Handelspartnern



Nettoexporte

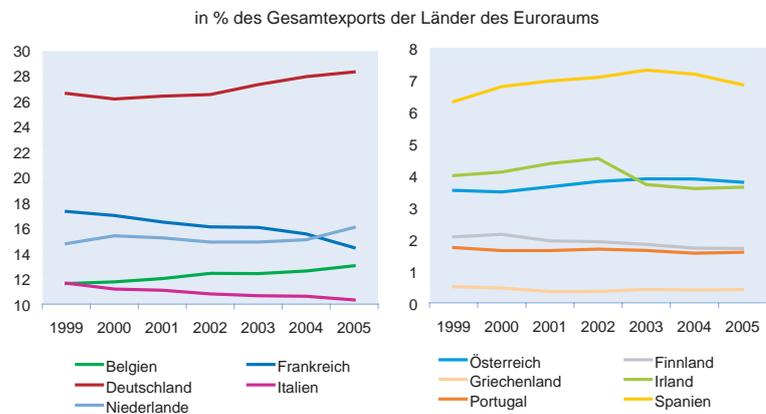
Der reale Wechselkurs beeinflusst die gesamtwirtschaftliche Nachfrage über seinen Einfluss auf die Nettoexporte. Grundsätzlich hängen die Nettoexporte (Leistungsbilanzsaldo) vom realen Wechselkurs ϵ sowie dem in- und ausländischen Einkommen Y bzw. Y^* ab. Vorausgesetzt die Marshall-Lerner-Bedingung ist erfüllt, d.h. die Summe der Nachfrageelastizitäten der Import- (IM) und Exportnachfrage (X) bezüglich des realen Wechselkurses ist größer eins (oder die Mengenreaktionen bei Exporten (X) und Importen (IM) übersteigen den Preiseffekt, durch den der Preis der Importe bei einer Aufwertung sinkt), fallen die Nettoexporte bei einer Aufwertung (vgl. Blanchard und Illing 2004, Kapitel 19):

$$NX(Y, Y^*, \epsilon, Z) = X(Y, \epsilon, Z) - IM(Y, \epsilon, Z) / \epsilon$$

Daneben haben noch eine Reihe weiterer Variablen Z wie Produktqualität, institutionelle Rahmenbedingungen wie Rechtssicherheit oder auch explizite und implizite Handelsbeschränkungen einen Einfluss auf Wettbewerbsfähigkeit und Nettoexporte. Der Einfluss des realen Wechselkurses beschränkt sich auf den Preis- und Kostenaspekt des internationalen Handels. Abbildung 18 verdeutlicht nun, dass insbesondere Deutschland einen sehr hohen Anteil am Gesamtexport der Euroraum-Länder hat. Bemerkenswert ist, dass Deutschland deutlich an Exportanteilen dazu gewonnen hat. Auch Österreich hat die gestiegene Wettbewerbsfähigkeit dazu genutzt, Exportanteile hinzuzugewinnen. Bei kleineren Ländern konstatiert man teils erhebliche Schwankungen, da deren Marktanteil gemessen am Niveau sehr viel kleiner ist und einzelnen Transaktionen großes Gewicht zukommt. Diejenigen Länder, die aufgrund ihrer hohen Inflationsraten an internationaler Wettbewerbsfähigkeit verloren haben – insbesondere Portugal und Italien – haben tendenziell an Marktmacht verloren. In Spanien hat die Verschlechterung der preislichen Wettbewerbsfähigkeit bis 2003 nicht zu einem Verlust an Marktanteilen geführt. Das Gegenteil war der Fall. In den vergangenen beiden Jahren hat sich die Entwicklung dort jedoch verschlechtert, so dass sich die kumulierten Effekte des realen Wechselkurses dort nun langsam bemerkbar machen. Auch Irland verlor 2003 deutlich an Marktanteil im Euroraum und konnte das Niveau erst wieder stabilisieren, als 2004 wieder niedrigere

Abb. 18

Exportanteil des jeweiligen Landes in die EU-15

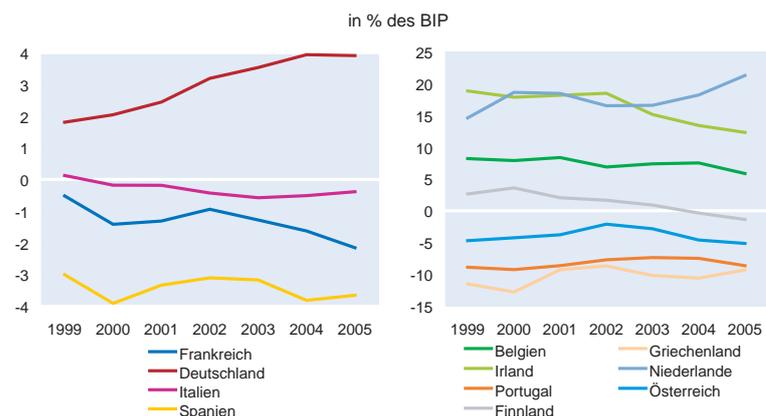


Quelle: Eurostat; Berechnungen der Autoren.

Inflationsraten realisiert wurden und man dort an Wettbewerbsfähigkeit gewann (vgl. Abb. 16). Einen Gewinn an Marktanteilen zeigt sich am aktuellen Rand bei den Niederlanden, die ebenfalls seit 2003 eine Abwertung des realen Wechselkurses erfahren. Insgesamt konnte die Aufwertung des realen Wechselkurses in den Ländern mit hoher Inflation noch nicht zu einer Konvergenz der wirtschaftlichen Entwicklung im Euroraum beitragen. Obwohl Deutschland an Wettbewerbsvorteilen gewann, haben andere Länder mit höheren Inflationsraten bisher nicht sehr viel schlechter beim Export abgeschnitten, wengleich die dämpfenden Effekte einer Aufwertung in den Ländern mit höherer Inflation durchaus zum Tragen kommen. Erste Anzeichen dafür, dass der Effekt der realen Aufwertung nun größeres Gewicht bekommen könnte, zeigen sich in der schlechten Exportentwicklung Spaniens und Italiens in den vergangenen beiden Jahren.

Abb. 19

Nettoexporte in die EU-15



Quelle: Eurostat; Berechnungen der Autoren.

Eine verbesserte Wettbewerbsposition sollte sich, im Zuge des Gewinns von Marktanteilen heimischer Produkte, auch in den Nettoexporten niederschlagen und so die konjunkturelle Entwicklung beeinflussen. In Abbildung 19 sind die Nettoexporte als Anteil am BIP des jeweiligen Landes dargestellt, wobei man in der linken Graphik nun die großen Volkswirtschaften des Euroraums findet. Insbesondere für Deutschland ist der Gewinn an Wettbewerbsfähigkeit auch mit einer deutlich positiven Entwicklung der Nettoexporte verknüpft. In Italien und Spanien hingegen ist keine nennenswerte Veränderung der (negativen) Nettoexporte zu erkennen. In der rechten Graphik sind die Nettoexporte der kleineren Länder dargestellt, und auch hier zeigt sich, dass die Niederlande seit 2004 wieder mehr exportieren, wohingegen in Irland seit 2003 der Verlust an Wettbewerbsfähigkeit negativ auf die Exporte auswirkt.

Schlussbemerkungen

Mehr als sieben Jahre nach Vollendung der Europäischen Währungsunion beschäftigte sich dieser Aufsatz mit einem spezifischen Aspekt der gemeinsamen Geldpolitik, nämlich den konjunkturellen Auswirkungen von Inflationsunterschieden im Euroraum. Während Nominalzinsunterschiede innerhalb der EWU seit 1999 praktisch der Vergangenheit angehören, existieren weiterhin nicht zu vernachlässigende Unterschiede bei den Inflationsraten. Diese haben sowohl strukturelle Ursachen im Balassa-Samuelson-Effekt als auch eine konjunkturelle Komponente. Vielfältige Rigiditäten in der EWU tragen dazu bei, dass Inflationsunterschiede hier länger als in anderen Währungsräumen bestehen bleiben. Dadurch sind auch die realwirtschaftlichen Konsequenzen der konjunkturellen Komponente im Euroraum ausgeprägter.

Der vorliegende Beitrag liefert einige Hinweise für die Existenz eines die Divergenz fördernden Realzinskanals in der EWU. Beispielsweise sorgen überdurchschnittliche Inflationsraten über niedrigere Realzinsen für günstigere Finanzierungsbedingungen als in anderen Mitgliedstaaten, was sich zunächst in einer höheren realen Kreditvergabe zeigt. Damit einher geht eine Ausweitung der Investitionstätigkeit, und es kommt zu einer konjunkturellen Belebung, die potentiell die Inflationsunterschiede sogar noch verstärkt.

Weiterhin analysiert der vorliegende Beitrag auch die Existenz eines Wettbewerbskanals im Euroraum. Demnach haben Inflationsdifferenzen eine Veränderung der Wettbewerbsfähigkeit zur Folge, da sich bei höheren Inflationsraten Preise und Löhne schneller erhöhen als im Partnerland. Dies resultiert in einem Verlust von Marktanteilen und führt über sinkende Nettoexporte zu einem Rückgang der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage. Da sich die Preise bei dau-

erhaften Inflationsdifferenzen immer weiter voneinander entfernen, kumuliert sich der Wettbewerbseffekt über die Zeit und dominiert den Realzinseffekt schließlich – wie unter anderem von der EZB (2003, 2005) argumentiert wird. Insgesamt scheinen diese Effekte des Wettbewerbskanals im Euroraum bisher noch nicht auszureichen, um die Auswirkungen des Realzinskanals auszugleichen oder gar zu übertreffen und dadurch eine Konvergenz der konjunkturellen Entwicklung herzustellen.

Dennoch legen die deutlichen Veränderungen in den relativen Wettbewerbspositionen der Mitgliedsländer nahe, dass in naher Zukunft bisher prosperierenden Ländern wie Spanien konjunkturelle Probleme bevorstehen, während auf der anderen Seite Länder wie Deutschland von der gewonnenen Wettbewerbsfähigkeit noch einige Zeit profitieren sollten. Nach Jahren der konjunkturellen Flaute könnte Deutschland in nächster Zeit gewissermaßen von den Rigiditäten des Euroraums zumindest relativ profitieren, indem es mittels steigender gesamtwirtschaftlicher Nachfrage im Vergleich zu anderen Mitgliedsländern dann etwas höhere Inflationsraten realisiert, was die Realzinsnachteile der vergangenen Jahre abmildert. Im Extremfall könnte es durch die steigende gesamtwirtschaftliche Nachfrage und der damit einhergehenden höheren Inflationsraten zu einem Rollentausch von bisherigen Hoch- und Niedriginflationsländern kommen. Eine Herausforderung für die Politik besteht darin, durch den Abbau von Rigiditäten zu vermeiden, dass sich durch die Persistenz von Inflationsunterschieden die Dominanz des Wettbewerbskanals und des Realzinskanals in einem Land jeweils abwechseln und so konjunkturelle Schwankungen der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage erhöht werden. Denn insgesamt sorgen diese Rigiditäten für stärker ausgeprägte und länger anhaltende asymmetrische konjunkturelle Schwankungen im Euroraum und mindern so die Wohlfahrtsgewinne aus der EWU.

Literatur

- Angeloni, I. und M. Ehrmann (2004), »Euro area inflation differentials«, *ECB Working Paper Series*, No. 388.
- Arnold, I.J.M. und J.J.G. Lemmen (2006), »Inflation Expectations and Inflation Uncertainty in the Eurozone: Evidence from Survey Data«, *CESifo Working Paper* No. 1667.
- Balassa, B. (1964), »The purchasing power parity doctrine: A reappraisal«, *The Journal of Political Economy*, 72, 584–596.
- Blanchard, O. und G. Illing (2003), *Makroökonomie*, 3. Auflage, Pearson Studium, München.
- Clostermann, J. (1998), »What is the Fittest Price Measure for the Calculation of Real D-Mark Exchange Rates?«, *ifo Studien* 44(4), 393–412.
- EU-Kommission (2004), *Quarterly Report on the Euro area*, DG ECFIN, 3(2).
- EZB (2003), Inflation differentials in the euro area: potential causes and policy implications. <http://www.ecb.int/pub/pdf/other/inflationdifferentialreporten.pdf>
- EZB (2005), »Geldpolitik und Inflationsdivergenz in einem heterogenen Währungsraum«, *EZB Monatsbericht*, Mai 2005.
- Gali P. und J. Gertler (1999), »Inflation dynamics: A structural econometric analysis«, *Journal of Monetary Economics*, 44, 195–222.

- Samuelson, P. (1964), »Theoretical notes on trade problems«, *Review of Economics and Statistics*, 23, 145–154.
- Sinn, H.-W. und M. Reutter (2001), »The Minimum Inflation Rate for Euro-land«, *NBER Working Paper* No. 8085.
- Walsh, C. E. (2003), *Monetary Theory and Policy*, 2. Auflage, MIT Press, Cambridge.
- Welter, P. (2006), »Schuld sind nicht die anderen«, *Frankfurter Allgemeine Zeitung*, 27. Januar, 11.

Der Beitrag beleuchtet im Rahmen einer Event-Studie für Deutschland, Großbritannien, Japan und die Vereinigten Staaten das Verhalten des Bruttoinlandsprodukts, des privaten Konsums, der Investitionen, der Kreditvergabe an den privaten Sektor, der Inflationsrate und der Geldpolitik in der Umgebung von Aktien- und Immobilienpreisblasen. Als zentrales Ergebnis kann festgehalten werden, dass die betrachteten realen Variablen und Kreditaggregate in der Phase, in der sich eine positive Blase aufbaut (Boomphase), überdurchschnittliche Zuwachsraten aufweisen. Während die Variablen bei Aktienblasen einige Quartale nachlaufen, erreichen ihre Wachstumsraten bei Immobilienbooms bereits mehrere Quartale vor dem Hochpunkt der Immobilienpreise ihr Maximum. In den Boomphasen konnte zudem ein Vorlauf der Kredite vor den realen Größen, insbesondere den Investitionen, festgestellt werden. Im Gegensatz zu den Hochpunkten der Vermögenspreise scheinen die Tiefpunkte nicht mit makroökonomischen Effekten einherzugehen. Vielmehr zeichnen sich Phasen, in denen es nach Erreichen des Hochpunkts zu Preisverfallen kommt (Bustphasen), mit signifikant unterdurchschnittlichen Zuwachsraten der realen Variablen und Kreditaggregate aus.

Starke Schwankungen von Vermögenspreisen zählen zu den stilisierten Fakten von entwickelten und globalisierten Finanzmärkten. Während Wechselkursblasen vor allem in kleinen, offenen Volkswirtschaften eine wichtige Rolle spielen, sind Aktienkurs- und Immobilienpreisblasen Bestandteil aller liberalisierten Finanzmärkte. Der US-Börsencrash 1987, das Platzen der Japan-Blase Ende der 80er Jahre, die Asien-Krise 1997 und das Platzen der New Economy-Blase 2000 sind einige prominente Beispiele. Letztere verursachte auch in Deutschland harte wirtschaftliche Anpassungsprozesse, da Aktienmärkte seit den neunziger Jahren hierzulande eine stärkere Bedeutung erlangten. Private Haushalte griffen vermehrt auf Aktien als Anlageform zurück, und Unternehmen finanzierten sich in zunehmendem Maße über Neuemissionen am Aktienmarkt.

Änderungen der Vermögenspreise können nach Illing (2004) die konjunkturelle

Entwicklung einer Volkswirtschaft über verschiedene Kanäle beeinflussen. So hängen Investitionen, sei es in Immobilien oder in Ausrüstungen, über Kapitalkosten- und Akzeleratoreffekte vom Verlauf der Aktienkurse und Immobilienpreise ab. Gestiegene Vermögenspreise senken die Kosten der Kapitalbeschaffung und signalisieren positive zukünftige Marktentwicklungen, was zu einem Anstieg der Investitionstätigkeit führt. Darüber hinaus kann ein Anstieg der Aktienkurse und Immobilienpreise über sog. Vermögens- und Erwartungseffekte stimulierend auf den privaten Konsum wirken, da private Haushalte infolge eines gestiegenen Vermögens und aufgrund verbesserter zukünftiger Einkommenserwartungen zusätzliche Ausgaben tätigen. Starke Einbrüche bei Vermögenspreisen können daher die konjunkturelle Entwicklung erheblich dämpfen, was zudem die Gefahr birgt, dass deflationäre Spiralen in Gang gesetzt werden.

Auch das Bankensystem spielt bei der Übertragung von Vermögenspreisänderungen eine Rolle (vgl. z.B. Hubbard 1998). Da Kredite durch Vermögensgegenstände besichert werden, haben ein Aktienkurs- und Immobilienpreisverfall nicht nur Auswirkungen auf das Kreditausfallrisiko, sondern auch auf den Wert der Besicherung, was die Kreditkonditionen beeinflusst. Ein Anstieg der Vermögenspreise erleichtert es Unternehmen und Haushalten hingegen, zusätzliche Liquidität zu erhalten, da der Wert ihrer Si-

* Dieser Beitrag ist Teil eines Gutachtens mit dem Titel »Gesamtwirtschaftliche Folgen von Vermögensblasen im internationalen Vergleich«, das vom ifo Institut im Auftrag des Bundesministeriums der Finanzen erstellt wurde. Das gesamte Gutachten ist in der Reihe »ifo Beiträge zur Wirtschaftsforschung« unter der Nummer 23 erschienen. Wir möchten uns bei Carsten Detken (Europäische Zentralbank), Boris Hoffmann (Deutsche Bundesbank), Michael Schröder (Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung) und Jiri Slacalek (Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung) sowie den Teilnehmern eines Workshops beim Bundesministerium der Finanzen für hilfreiche Kommentare und Diskussionen herzlich bedanken.

cherheiten steigt. Über den sog. Bilanz- bzw. Kreditkanal weist das Finanzsystem somit einen prozyklischen Charakter auf, der zur Verstärkung der Kapitalkosten-, Akzelerator-, Vermögens- und Erwartungseffekte beitragen kann.

Dieser Beitrag beleuchtet die gesamtwirtschaftliche Bedeutung von Vermögensblasen in Deutschland, Großbritannien, Japan und den Vereinigten Staaten im Rahmen einer Event-Studie. Im Vordergrund steht die Analyse der Auswirkungen von Aktienpreis- und Immobilienpreisblasen auf das Verhalten der privaten Haushalte, des Unternehmens- und des Finanzsektors. Die zentralen makroökonomischen Aggregate der Untersuchung sind entsprechend der private Konsum, die Investitionen und das Kreditvolumen, sowie in engem Zusammenhang mit diesen Variablen das Bruttoinlandsprodukt, die Inflationsrate und die kurzfristigen Notenbankzinsen.

Bisherige Event-Studien zu den Effekten von Vermögenspreisblasen auf makroökonomische Variable konzentrieren sich meist auf einzelne Länder. Ito und Iwaisako (1995) und Okina und Shiratsuka (2003) beispielsweise beschreiben die Auswirkungen der Japan-Blase Ende der 80er Jahre; Mishkin und White (2003) beschränken sich auf US-amerikanische Börsencrashes. Eine mehrere Länder umfassende Studie zu den Effekten von Vermögenspreisblasen auf makroökonomische Variable wurde hingegen nur von Bordo und Jeanne (2002), vom IWF (2003) und von Detken und Smets (2004) durchgeführt.

Bordo und Jeanne (2002) betrachten Boomphasen von Vermögenspreisen in 15 OECD-Ländern, auf die innerhalb eines Jahres ein Bust folgte. Ein Boom wurde dann identifiziert, wenn die durchschnittliche Wachstumsrate der Aktien- bzw. Immobilienpreise über drei Jahre einen Schwellenwert überschreitet. Die Ergebnisse der Studie legen nahe, dass es in der Umgebung eines Booms zu einem Anstieg der Produktionslücke, zu einer Erhöhung der Inflationsrate sowie zu einem Anstieg des Kreditvolumens kam.

Der IWF (2003) analysiert die Auswirkungen von Vermögenspreisbusts auf den Aktien- und Immobilienmärkten in 19 Industrieländern, die unmittelbar auf einen Boom folgten. Die Identifizierung der Bustphasen wurde mit Hilfe eines zweistufigen Verfahrens vorgenommen. Zunächst wurden mittels einer modifizierten Bry-Boschan-Methode die Hoch- und Tiefpunkte der Vermögenspreiszeitreihen bestimmt. Als Booms (Busts) wurden dann diejenigen Phasen im Vorfeld eines Hochpunkts (Tiefpunkts) definiert, die einen Vermögenspreisanstieg (Vermögenspreistrückgang) zwischen dem betrachteten Hochpunkt (Tiefpunkt) und dem davor liegenden Tiefpunkt (Hochpunkt) aufweisen, der innerhalb des oberen Quantils aller Vermögenspreisanstiege (Vermögenspreistrückgänge) liegt. Es zeigte sich, dass der Output infolge eines Vermögenspreisbusts absinkt. Der Rückgang des Outputs wird dabei durch das Absinken der Investitionen,

des privaten Konsums sowie des Kreditvolumens begleitet. Zusätzlich zeigte sich, dass Immobilienbusts mit wesentlich ausgeprägteren realen Effekten verbunden waren als Aktienbusts.

Detken und Smets (2004) beleuchten Boomphasen in 18 OECD-Ländern, die auf Basis eines aggregierten Vermögenspreisindex – der sowohl Aktien- als auch Immobilienpreise enthält – ermittelt wurden. Mit Hilfe eines rekursiven HP-Filter-Ansatzes wurde dabei ein Boom für den Zeitraum identifiziert, in dem der aggregierte Vermögenspreisindex um mehr als 10% vom HP-Trend abweicht. Die Ergebnisse deuten an, dass die Produktionslücke infolge eines Booms erheblich zulegte. Zusätzlich wies die Kreditmenge eine höhere Zuwachsrates auf, was darauf schließen lässt, dass sich die Kreditkonditionen verbesserten. Auch die Geldpolitik verhielt sich mit niedrigeren Zinsen expansiv.¹

Die zitierten Studien kommen somit einhellig zu dem Ergebnis, dass sowohl positive als auch negative Vermögenspreisblasen Auswirkungen auf wichtige makroökonomische Variable haben. Im Gegensatz zur folgenden Vorgehensweise konzentrieren sich diese Studien allerdings auf nur eine Ausprägung des Vermögenspreiszyklus (also entweder starke Preisanstiege oder -rückgänge) und unterscheiden sich stark in der Definition der Boom- und Bustphasen sowie in der Länderauswahl.

Der Beitrag gliedert sich wie folgt. Der folgende Abschnitt beschäftigt sich zunächst mit der Identifikation von Vermögenspreisblasen, die als Abweichung des Vermögenspreises von seinem Fundamentalwert definiert sind. Aus Mangel an vergleichbaren und langen Zeitreihen für die in der Literatur diskutierten Näherungsvariablen des Fundamentalwertes (bspw. Kurs-Gewinn-Verhältnisse) für alle vier Länder, werden die Blasen anhand univariater statistischer Methoden (rekursiver Hodrick- Prescott-Filter und Bry-Boschan-Methode) bestimmt. Es folgt die empirische Analyse für Deutschland, Großbritannien, Japan und die Vereinigten Staaten. Im Rahmen einer Event-Studie wird das Verhalten des Bruttoinlandsprodukts, des privaten Konsums, der Investitionen, der Kreditvergabe an den privaten Sektor, der Inflationsrate und der Geldpolitik in einem Zeitfenster von ± 8 Quartalen um die zuvor identifizierten Aktien- und Immobilienpreisblasen untersucht. Zuletzt werden die zentralen Ergebnisse der Untersuchung zusammengefasst.

Identifikation der Vermögenspreisblasen

Blasen scheinen unvermeidliche Begleiterscheinungen entwickelter Finanzmärkte zu sein, da sie in unterschiedlichen

¹ Detken und Smets (2004) bewerteten die Zinspolitik der Notenbank anhand einer Taylor-Regel.

Abständen und mit unterschiedlicher Intensität immer wiederkehren. Ihre Ursachen liegen im Verhalten der Finanzmarktakteure und lassen sich durch irrationalen Über schwang, Herdenverhalten von Portfoliomanagern, institutionell beschränkte Arbitragemöglichkeiten und unzulängliche Kontrolle der Finanzintermediäre erklären. Blasen rechtzeitig – und zwar in Echtzeit – zu erkennen, ist eine schwierige, wenn nicht gar unmögliche Aufgabe, da vor allem die Bestimmung des Fundamentalwertes des Vermögenspreises und die Abschätzung der Entwicklung seiner Determinanten mit großer Unsicherheit behaftet sind. Dennoch wird im Folgenden versucht, für Deutschland, Großbritannien, Japan und die Vereinigten Staaten historische Blasen bei Aktienkursen und Immobilienpreisen zu identifizieren. Hierzu wird ein dreistufiges Verfahren angewandt.

In einem ersten Schritt werden die Wendepunkte der Vermögenspreissetreihen mit Hilfe der Bry-Boschan-Methode bestimmt. Die oberen Wendepunkte werden als positive Vermögenspreisblasen definiert und die unteren entsprechend als negative. Da die Bry-Boschan-Methode eine eher mechanistische Art der Bestimmung von Blasen ist, wird in einem nächsten Schritt der Versuch unternommen, den fundamentalen Wert der Vermögensanlage durch einen Hodrick-Prescott-Filter zu approximieren. In Anlehnung an Detken und Smets (2004) werden dann starke Abweichungen der Vermögenspreise von ihrem HP-Trend als positive bzw.

negative Vermögenspreisblasen definiert. Da die beiden statistischen Methoden in einigen Fällen zu unterschiedlichen Ergebnissen führen, wird in einem dritten Schritt eine Art Schnittmenge aus beiden Methoden gebildet. Bei den Aktienblasen wird zusätzlich versucht, sie mit historischen Ereignissen, die in der Literatur einschlägig als Blasen charakterisiert wurden, in Übereinstimmung zu bringen.

Aktienpreise

Die Aktienpreisentwicklung in Deutschland, Großbritannien, Japan und den Vereinigten Staaten wird mit den Zeitreihen breiter Aktienindizes (CDAX, FT Ordinary Industrial Index, TSE Topix, Standard & Poor's 500; siehe Datenanhang) beschrieben. Bei diesen Indizes handelt es sich allesamt um Kursindizes, in die nur die Veränderung der Aktienkurse und nicht die Dividendenzahlungen der Unternehmen (also keine Performance-Indizes) eingehen. Für die Bestimmung der Blasen wurden reale Aktienpreisindizes verwendet. Die nominalen Zeitreihen wurden hierfür mit den jeweiligen Konsumentenpreisindizes deflationiert.

Bry-Boschan-Methode

Ein einfaches Verfahren, um positive und negative Blasen von Vermögenstiteln zu identifizieren, ist die Bestimmung ihrer Wendepunkte anhand der Methode von Bry und Boschan (1971). Diese wurde ursprünglich entwickelt, um die Hoch- und Tiefpunkte von Konjunkturzyklen zu datieren und wird unter anderem vom NBER Business Cycle Dating Committee verwendet.² Die genaue Abfolge der verschiedenen

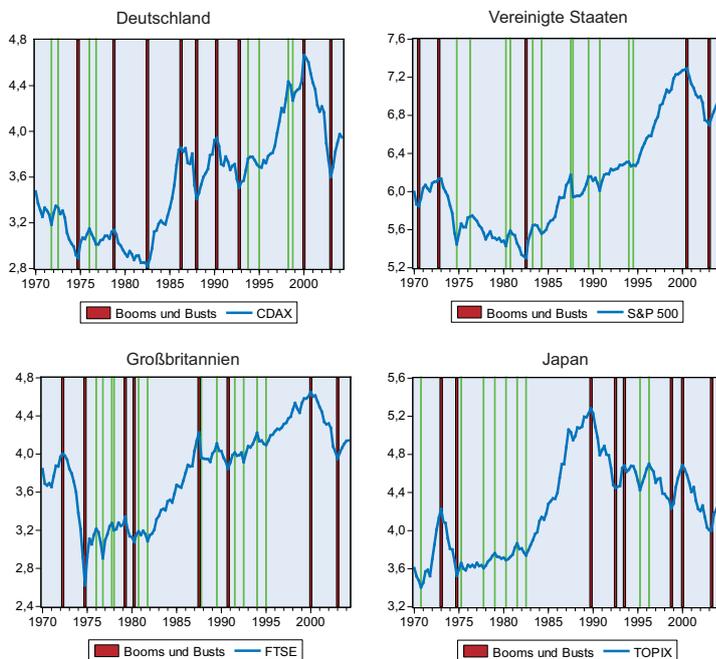
² Eine Bestimmung von Zyklen auf Aktienmärkten wurde erstmals von Pagan und Sossounov (2004) vorgestellt.

Tab. 1

Der modifizierte Bry-Boschan-Algorithmus

- I. Ausreißerbestimmung und Substitution extremer Beobachtungen.
- II. Zyklusbestimmung in einem gleitenden *Zwölfquarters*-Durchschnitt (extreme Beobachtungen ersetzt).
 - A. Bestimmung von Werten, die höher (oder niedriger) sind als alle Werte im Umkreis von ± 5 *Quartalen*.
 - B. Erzwingung alternierender Wendepunkte: Höchster von multiplen oberen Wendepunkten; niedrigster von multiplen unteren Wendepunkten.
- III. Zyklusbestimmung in einem weniger stark geglätteten gleitenden Durchschnitt (sog. Spencer-Kurve)(extreme Beobachtungen ersetzt).
 - A. Bestimmung der höchsten (oder niedrigsten) Werte im Umkreis von ± 5 *Quartalen* um die Wendepunkte des gleitenden *Zwölfquarters*-Durchschnitts.
 - B. Erzwingung der Mindestzykluslänge von 15 *Quartalen* durch Elimination niedrigerer oberer oder höherer unterer Wendepunkte bei Zyklen kürzerer Dauer.
- IV. Bestimmung der Wendepunkte in einem kurzfristigen gleitenden Durchschnitt von zwischen 3 und 6 *Quartalen* (nach Vorgabe des Nutzers oder datengestützt).
 - A. Bestimmung der höchsten (oder niedrigsten) Werte im Umkreis von ± 5 *Quartalen* um die Wendepunkte der Spencer-Kurve.
- V. Bestimmung der Wendepunkte in der ungeglätteten Zeitreihe.
 - A. Bestimmung der höchsten (oder niedrigsten) Werte im Umkreis von ± 4 *Quartalen* um die Wendepunkte des kurzfristigen gleitenden Durchschnitts.
 - B. Elimination von Wendepunkten, die nicht weiter als 6 *Quartale* vom Anfang oder Ende der Zeitreihe entfernt liegen.
 - C. Elimination von oberen (oder unteren) Wendepunkten an beiden Enden der Zeitreihe, die niedriger (oder höher) sind als noch näher an den Enden platzierte Werte.
 - D. Elimination von Zyklen mit einer Dauer von weniger als 15 *Quartalen*.
 - E. Elimination von Phasen mit einer Dauer von weniger als 5 *Quartalen*.
- VI. Ausgabe der endgültigen Wendepunkte.

Abb. 1
Identifikation von Aktienpreisblasen (Bry-Boschan-Methode)



Anmerkung: Die Abbildungen zeigen den Verlauf der logarithmierten Aktienkurse. Die roten Balken zeigen die Wendepunkte, die sich bei Verwendung von Quartalsdaten ergeben. Die grünen Balken stellen die Wendepunkte dar, die bei Anwendung der Bry-Boschan-Methode auf Monatsdaten zusätzlich identifiziert wurden.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Verfahrensschritte der Bry-Boschan-Methode ist in Tabelle 1 zusammengefasst.

Um den Algorithmus auf Vermögenspreiszeitreihen anzuwenden, wurden einige Veränderungen vorgenommen. Zunächst ergab sich das Problem, dass bei der Verwendung von Monatszeitreihen zu viele Hoch- und Tiefpunkte identifiziert wurden, da es sich bei Aktienkursen im Gegensatz zu realen Variablen wie dem Bruttoinlandsprodukt um sehr volatile Zeitreihen handelt. Eine einfache Möglichkeit, den Algorithmus anzupassen, ist seine Anwendung auf Quartalsdaten der realen Aktienindizes, ohne dabei die im Algorithmus definierten Zeitfenster entsprechend zu ändern.³ Anstatt bspw. in Stufe II des Algorithmus einen gleitenden Zwölfmonats-Durchschnitt zu bilden, wurden Zwölfquartals-Durchschnitte berechnet. Alle Änderungen des ursprünglichen Algorithmus sind in Tabelle 1 kursiv hervorgehoben. Abbildung 1 zeigt die vom Algorithmus gefundenen Hoch- und Tiefpunkte.

³ Die Bry-Boschan-Methode wurde auch vom IWF (2003, Kap. II) angewandt, um Booms und Busts bei Vermögenspreisen zu identifizieren. Die Wendepunkte der Vermögenspreise wurden in Analogie zu Pagan und Sossounov (2004) bestimmt. Als weitere Bedingung für einen Boom (Busts) forderten die Autoren des IWF-Beitrags, dass die reale Vermögenspreisänderung zwischen dem identifizierten Hochpunkt (Tiefpunkt) und dem vorausgehenden Tiefpunkt (Hochpunkt) im oberen Quartil aller Veränderungen zwischen zwei benachbarten Hoch- und Tiefpunkten liegen muss.

Die roten Balken zeigen die Wendepunkte, die sich bei Verwendung von Quartalsdaten ergaben, während die grünen Balken zusätzlich bei Monatsdaten identifiziert wurden. Ein zusätzliches Problem ergab sich, da der Algorithmus Wendepunkte eliminierte, die zu nahe an anderen Wendepunkten liegen (Stufe III.B. und Stufe V.). Gerade bei Aktien-crashes, die zu einem Verfall der Aktienkurse binnen kürzester Zeit führen, sind solche Zeitpunkte allerdings von Interesse. Vom Algorithmus eliminierte Wendepunkte wurden deshalb als identifizierte Wendepunkte beibehalten und in Abbildung 1 abgetragen.⁴

Rekursiver HP-Filter

Wie viele makroökonomische Zeitreihen setzen sich auch Aktienpreise aus einer Trendkomponente und einer zyklischen Bewegung zusammen. Da der langfristige Trend neben allgemeinen Preissteigerungen vor allem die Wertzuwächse von Unternehmen, infolge von Effizienz- und Produktivitätssteigerungen reflektiert, spielt er für die quantitative und qualitative Abschätzung der Auswirkungen von Vermögenspreisschwankungen auf die konjunkturelle Entwicklung makroökonomischer Aggregate nur eine untergeordnete Rolle. Von Interesse sind vielmehr die kurzfristigen Abweichungen von diesem Trend. Für die Isolierung der zyklischen Komponente existiert eine Vielzahl von Trendbereinigerungsverfahren, wobei neuere Studien für die Behandlung von Finanzmarkt- und Vermögensvariablen insbesondere einen rekursiven Hodrick-Prescott (HP) Filter favorisieren.⁵ Im Unterschied zum herkömmlichen (symmetrischen) HP-Filter gehen bei der rekursiven Methode lediglich zurückliegende Beobachtungen in die Schätzung des Trends ein. Somit wird verhindert, dass der aktuelle Trend bereits durch zukünftige extreme Entwicklungen der Aktienpreise beeinflusst wird. Ein weiterer Vorteil dieser Behandlung in »Echtzeit« ist, dass Trends der Vergangenheit bei Bekanntgabe einer zusätzlichen Beobachtung nicht revidiert werden müssen. Für den rekursiven Filter wird als Stützzeitraum die Periode von 1960 bis 1969 gewählt, so dass der erste berechnete Trendpunkt (1970) Informationen aus dem Zeitraum von 1960 bis 1970 berücksichtigt. In Anlehnung an Detken und Smets (2004) sowie Gourinchas et al. (2001) wird anhand eines solchen HP-Filters zunächst der jährliche Trend der Aktienpreisindizes bestimmt. Durch die Wahl eines hohen Glättungsparameters

⁴ Die Matlab-Programme der Bry-Boschan-Methode, die in der vorliegenden Studie verwendet wurden, wurden von Jesper Linaa von der Universität Kopenhagen zur Verfügung gestellt (vgl. auch Linaa 2004).

⁵ Vgl. Detken und Smets (2004) sowie Gourinchas et al. (2001).

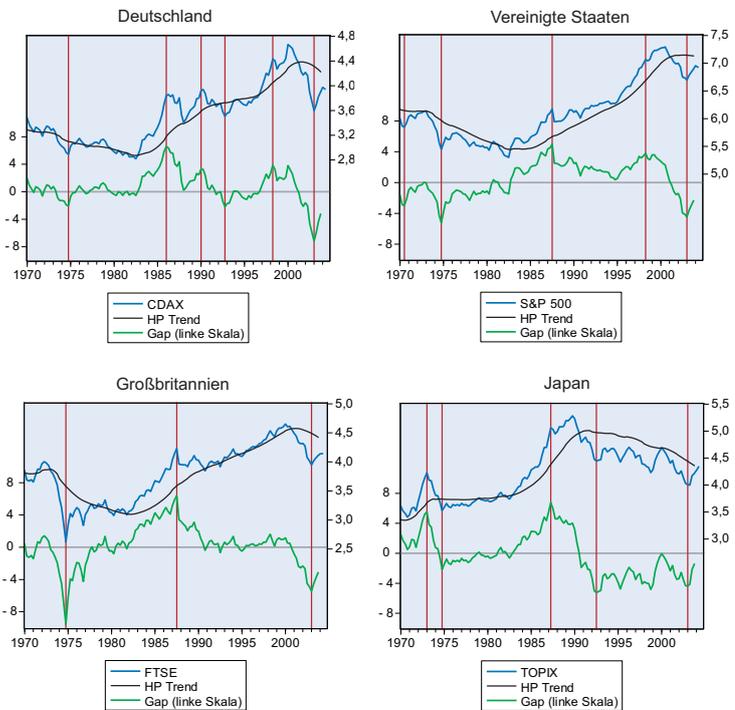
($\lambda = 1\,000$) wird erreicht, dass sich der nicht-lineare HP-Trend der Originalzeitreihe nicht zu sehr anpasst und so die zyklische Komponente (die Gap) nicht unterschätzt wird.⁶

Insbesondere bei der sehr hohen Volatilität von Aktienpreisindizes ist es wichtig, dass der Trend träge verläuft und seine Richtung nicht nach jeder erratischen Schwankung des Indexes ändert. So ermittelt, wird der bisher in jährlicher Frequenz vorliegende Trend durch eine nichtlineare Interpolation in eine vierteljährliche Reihe transformiert. Die gesuchte konjunkturelle Komponente der Aktienpreisindizes ergibt sich aus der Differenz zwischen Originalreihe und dem vierteljährlichen HP-Trend. Die lokalen Extrema dieser Gap werden als Vermögenspreisblasen interpretiert. Um zu vermeiden, dass auch quantitativ weniger bedeutende Maxima oder Minima der Reihe als Preisblasen betrachtet werden, wird als hinreichende Bedingung gefordert, dass der Absolutwert des Extremums einen bestimmten Schwellenwert überschreiten muss. Im vorliegenden Fall haben Sensitivitätsanalysen ergeben, dass ein Schwellenwert von 20% zu plausiblen Ergebnissen bezüglich der Identifikation von Vermögenspreisblasen führt. Abbildung 2 fasst das erläuterte Vorgehen graphisch zusammen. Für die betrachteten Länder Deutschland, Großbritannien, Japan sowie die Vereinigten Staaten sind für den Zeitraum von 1970:1 bis 2003:4 jeweils Aktienpreis, HP-Trend sowie die zyklische Komponente (die sog. Gap) abgetragen. Trotz vorheriger Logarithmierung der Daten ist in den meisten Ländern der angesprochene Trend deutlich zu erkennen. Lediglich in Japan wird die Entwicklung der Aktienpreise von dem deutlichen Anstieg gegen Ende der 80er Jahre dominiert. Dagegen stiegen in Deutschland, Großbritannien sowie den Vereinigten Staaten die Aktienindizes seit den frühen 80er Jahren stark an; eine Entwicklung, die erst im Jahre 2000 endete.

Identifikation anhand mehrerer Kriterien

Im Folgenden soll nun eine Schnittmenge aus den beiden statistischen Methoden gebildet werden und Blasen auf den Aktienmärkten der vier betrachteten Ländern mit historischen Ereignissen, die in der Literatur einschlägig als Blasen beschrieben wurden, in Übereinstimmung gebracht werden. Im Vergleich zur Bry-Boschan-Methode werden mit dem rekursiven HP-Filter weitaus weniger Aktienblasen iden-

Abb. 2
Identifikation von Aktienpreisblasen (rekursiver HP-Filter)



Anmerkung: Die Abbildungen zeigen den Verlauf der logarithmierten Aktienkurse (blaue Linien, rechte Achse) sowie der Abweichung der Aktienindizes von ihrem Trend in Prozent (grüne Linie, linke Achse). Die roten Balken zeigen die identifizierten Wendepunkte.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

tifiziert. Der Grund hierfür liegt zum einen in dem gewählten Schwellenwert von $\pm 20\%$, wodurch eine Reihe von lokalen Extrema beim rekursiven HP-Filter unberücksichtigt bleiben. Zum anderen wird der Trend bei sich sehr langsam und über einen längeren Zeitraum aufbauenden Blasen stark von der aktuellen Kursentwicklung mitgezogen, so dass bspw. die 2000er Blase in Großbritannien mit dem rekursiven HP-Filter gar nicht entdeckt wird. Beim rekursiven HP-Filter fällt auch auf, dass in einigen Fällen der Zeitpunkt der Blase mehrere Quartale vor dem der Bry-Boschan-Methode datiert wird. Dies tritt insbesondere dann auf, wenn der durch den HP-Trend approximierten Fundamentalkurs der Aktien zusammen mit dem Aktienindex steil ansteigt.

Insgesamt lassen sich drei globale und zwei nationale Blasen identifizieren. Zu den globalen Blasen gehören

- die so genannte »Nifty-Fifty-Blase« Anfang der 70er Jahre, die ihr abruptes Ende mit der ersten Ölpreiskrise fand,
- der 87er Crash (»Black Monday«), bei dem die Aktienkurse innerhalb weniger Tage um mehr als 20% einbrachen,
- und die »New-Economy-Blase« 2000.

Die beiden nationalen Blasen können für Japan im Jahre 1989 (sog. Japan-Blase) und für Deutschland im Jahre 1990

⁶ Hodrick und Prescott (1997) schlagen für die Filterung von Jahresdaten ursprünglich einen Wert von $\lambda = 100$ vor.

Tab. 2
Aktienpreisblasen in den G4-Ländern

			Deutschland	Vereinigte Staaten	Großbritannien	Japan
1972/73	Nifty-Fifty-Bubble / Ölpreiskrise	Hochpunkt		1972:4	1972:2	1973:1
1974		Tiefpunkt	1974:4	1974:4	1974:4	1974:4
1987	87er Börsencrash	Hochpunkt	1986:2	1987:3	1987:3	-
1987/88		Tiefpunkt	1988:1	-	1990:4	-
1989	Japan-Blase	Hochpunkt	-	-	-	1989:4
1992		Tiefpunkt	-	-	-	1992:3
1990	Wiedervereinigung	Hochpunkt	1990:2	-	-	-
1992		Tiefpunkt	1992:4	-	-	-
2000	New-Economy-Blase	Hochpunkt	2000:1	2000:3	2000:1	2000:1
2003		Tiefpunkt	2003:1	2003:1	2003:1	2003:2

(Wiedervereinigungsboom) identifiziert werden. Sämtliche Maxima und Minima sind in Tabelle 2 nochmals zusammengefasst.

Am deutlichsten wurden von beiden Methoden die Nifty-Fifty-Blase und die New-Economy-Blase ermittelt. Die Nifty-Fifty-Blase, die von Siegel (2002, Kap. 9) ausführlich dokumentiert wird, beschreibt den starken Anstieg der Aktienkurse Anfang der 70er Jahre, der abgesehen von Deutschland in allen Ländern zu beobachten war. In den zwei Jahren, die den jeweiligen Hochpunkten vorausgingen, stiegen die realen Aktienindizes um 127% (Japan), 40% (Großbritannien) und 33% (Vereinigte Staaten). Die Hochpunkte für die drei Länder wurden allesamt mit der Bry-Boschan-Methode (auf der Basis von Quartalsdaten) erkannt. Nach dem Platzen der Blase erreichten alle Länder (auch Deutschland) gleichzeitig im vierten Quartal 1974 einen ausgeprägten Tiefpunkt, der sowohl vom rekursiven HP-Filter als auch von der Bry-Boschan-Methode identifiziert wurde. In diesem starken Verfall spiegelt sich auch die Reaktion der Finanzmärkte auf die erste Ölkrise Anfang 1974 wider.

Eine der bedeutendsten Aktienpreisblasen des 20. Jahrhunderts ist sicherlich die New-Economy-Blase (vgl. z.B. Shiller 2000). Der Hoch- und Tiefpunkt dieser Blase wurde mit der Bry-Boschan-Methode (auf der Basis von Quartalsdaten) für alle vier Länder identifiziert. Der HP-Filter stellte lediglich ihren Tiefpunkt Anfang 2003 fest, während ein Hochpunkt nur für Deutschland und die Vereinigten Staaten gefunden wurde, und dies bereits 1998. Hier wird die oben erwähnte Verschiebungsproblematik des HP-Filters am deutlichsten.

Im Vergleich zu den anderen beiden globalen Blasen zeichnet sich der 87er Crash vor allem durch den abrupten Verfall der Kurse aus. Während er von der HP-Filter-Methode in allen vier Ländern als positive Blase ermittelt wurde, konn-

te die Bry-Boschan-Methode (auf der Basis von Quartalsdaten) einen Hochpunkt nur im Falle Deutschlands und Großbritanniens feststellen. Einen wirklich nachhaltigen Einbruch bei den Aktienkursen identifizierte die Bry-Boschan-Methode nur für Deutschland und Großbritannien, wo die realen Aktienindizes in den in Tabelle 2 angegebenen Zeiträumen zwischen Hoch- und Tiefpunkt um 36% (Deutschland) bzw. 27% (Großbritannien) nachgaben. Während also in der Tagespresse damals vor allem der unerwartete Rückgang der Aktienpreise im Mittelpunkt stand, suggeriert das hier verwendete Verfahren, dass es sich lediglich um das Platzen einer positiven Blase handelte, in der die Aktienpreise über mehrere Jahre hinweg auf ein zu hohes Niveau gestiegen sind. Im Rückblick sprechen einige Ökonomen mittlerweile auch von einer einzigen, riesigen Blase, die sich seit Anfang der 80er Jahre aufgebaut hatte und die schließlich 2000 platzte (vgl. Binswanger 2004). In dieser Dimension gesehen ist der Kurseinbruch 1987 nur ein »Mini-Crash« (vgl. bspw. Binswanger 2002).

Die japanische Blase erreichte ihren Höhepunkt im vierten Quartal 1989.⁷ Während der reale Wert der Aktien zwischen 1974 und 1982 um lediglich 23% stieg, schnellten die Aktienkurse in den darauf folgenden Jahren bis 1989 um 370% in die Höhe. Nach dem Platzen der Blase fiel der TOPIX im Prinzip über die ganzen 90er Jahre hinweg, weshalb in diesem Zusammenhang auch häufig von der »Lost Decade« gesprochen wird. Ein erster Tiefpunkt, der sowohl mit dem rekursiven HP-Filter wie auch mit der Bry-Boschan-Methode identifiziert werden konnte, wurde 1992 erreicht. Seit dem Höhepunkt der Blase hat der reale TOPIX mehr als die Hälfte seines Wertes (57%) verloren. Die deutsche Wiedervereinigung stellte ein weiteres nationales Ereignis dar, das durch beide Methoden im ersten Quartal 1990 als Aktienblase identifiziert wurde. Innerhalb

⁷ Mit dem HP-Filter wird das Maximum der Blase aufgrund des starken Anstiegs des Trends bereits anderthalb Jahre früher (1987:2) datiert.

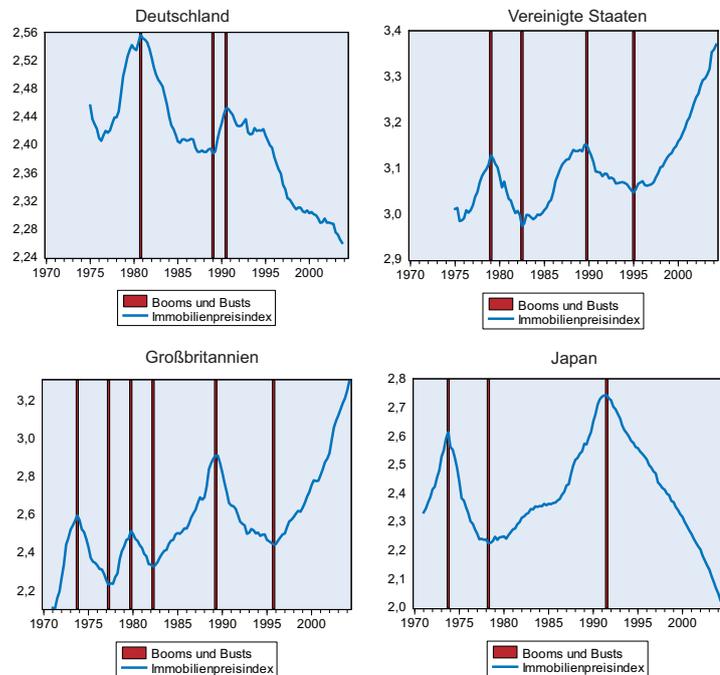
von zwei Jahren (zwischen 1988 und 1990) stieg der reale CDAX um 67%; in den darauf folgenden zwei Jahren verlor er wieder um 34% an Wert.

Letztlich blieben somit die Hoch- und Tiefpunkte, die von der Bry-Boschan-Methode (auf der Basis von Quartalsdaten) zwischen 1975 und 1985 für Deutschland, die Vereinigten Staaten und Großbritannien ermittelt wurden, sowie zwei Wendepunkte in Japan in den 90er Jahren unberücksichtigt. Die vom rekursiven HP-Filter gefundenen Blasen werden in der weiteren Analyse allesamt verwendet. Für die exakte Datierung der Blasen wurden wegen der Verschiebungsproblematik beim HP-Filter allerdings die Zeitpunkte gewählt, die die Bry-Boschan-Methode (auf der Basis von Quartalsdaten) ergab.

Immobilienpreise

In den Vermögensportfolios der privaten Haushalte stellt der Immobilienbesitz die größte Position dar. Während Aktienbesitz einen Anteil von 9% (Deutschland), 4% (Japan), 11% (Großbritannien) bzw. 19% (Vereinigte Staaten) am gesamten Vermögensbestand hat, beträgt er für Immobilien immerhin 32%, 10%, 34% bzw. 21%.⁸ Trotz dieser quantitativen Relevanz des Immobiliensektors sind international vergleichbare Längsschnittdaten über Hauspreise kaum verfügbar; in Japan gibt es derartige Angaben überhaupt nicht (vgl. Tab. 3). Stattdessen ist es üblich, den Bodenpreis gewissermaßen als Näherungsvariable für die fehlenden Hauspreise zu verwenden. Für Deutschland veröffentlicht die Deutsche Bundesbank Preisindizes für Neubauten (Reihenhäuser und Eigentumswohnungen) in den alten und neuen Bundesländern. Allerdings lassen sich aus der Veränderung von Neubaupreisen nur bedingt Aussagen über die Entwicklung von Immobilienpreisen ableiten. Hierzu bedarf es stattdessen Informationen über die Veränderung der Wieder-

Abb. 3
Identifikation von Immobilienpreisblasen (Bry-Boschan-Methode)



Anmerkung: Die Abbildungen zeigen den Verlauf der logarithmierten Immobilienpreise. Die roten Balken zeigen die identifizierten Wendepunkte.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

verkaufswerte, wie sie für die Vereinigten Staaten sowie Großbritannien veröffentlicht werden.⁹ Trotz ihrer Verschiedenartigkeit werden die Zeitreihen für die vier Länder nachfolgend jeweils unter dem Begriff »Immobilienpreisindex« zusammengefasst. Dabei sollten diese Unterschiede bei der Interpretation der späteren Ergebnisse stets berücksichtigt werden. Für die Bestimmung der Blasen wurden reale Im-

⁸ Angaben für das Aktienvermögen sind Durchschnittswerte für den Zeitraum 1995–2002; der Anteil des Immobilienvermögens bezieht sich auf das Jahr 1998 (vgl. OECD, Economic Outlook Nr. 68 und Nr. 76).
⁹ Für den Zeitraum ab 1990 wird ein solcher Index von der Bundesbank ebenfalls veröffentlicht.

Tab. 3
Immobilienpreisindizes für die G4

Land	Was wird gemessen?	Verfügbar seit	Quelle
Deutschland	Preis für Neubauten (mittlere bis gute Wohnqualität) in 125 deutschen Städten	1975	Deutsche Bundesbank (Bulwien AG)
Großbritannien	Hauspreisindex (Neubauten und Wiederverkäufe)	1952	Nationwide
Japan	Durchschnittlicher Bodenpreis in Städten	1955	Japan Real Estate Institute
Vereinigte Staaten	Wiederverkaufswert von Ein-Familien-Häusern	1975	Office for Federal Housing Enterprise Oversight (OFHEO)

mobilenpreisindizes verwendet. Die nominalen Zeitreihen wurden hierfür mit den jeweiligen Konsumentenpreisindizes deflationiert.

Bry-Boschan-Methode

Zur Ermittlung der Immobilienpreisblasen mit Hilfe der Bry-Boschan-Methode wurde wie bei den Aktienkursen der modifizierte Algorithmus verwendet. Die Ergebnisse sind graphisch in Abbildung 3 zusammengefasst. Es fällt auf, dass – anders als bei den Aktienkursen – die so ermittelten Datierungen der Hoch- und Tiefpunkte nur in den USA und Großbritannien in etwa übereinstimmen. In Deutschland und Japan weisen die Immobilienpreiszyklen sehr eigenständige Verläufe auf.

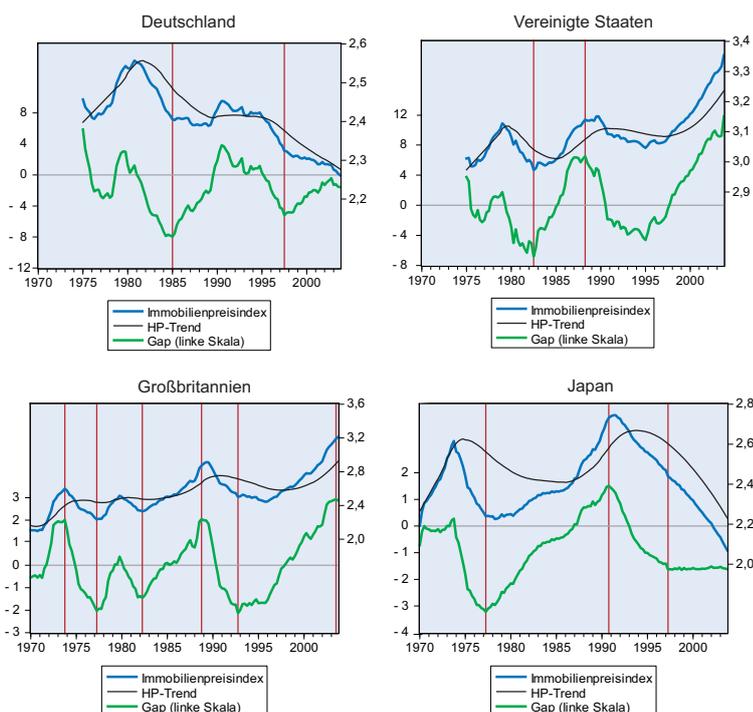
Rekursiver HP-Filter

Wie bei den Aktienkursen wird als zweites Verfahren zur Blasenbestimmung bei den Immobilienpreisen der rekursive HP-Filter verwendet. Während es die Datenlage in Großbritannien und Japan erlaubt, wiederum die 60er Jahre als Stützzeitraum zu verwenden, umfasst das Fenster für die erste rekursive Trendschätzung in Deutschland und den USA die Jahre 1975 bis 1980. Der auf diese Weise zunächst für

Jahresdaten ermittelte HP-Trend wird abermals anhand nichtlinearer Interpolation in Quartalsdaten transformiert. Die zyklischen Komponenten der Immobilienpreisindizes ergeben sich als relative Abweichungen der Originalwerte von diesen vierteljährlichen Trends. Als hinreichende Bedingung für eine Immobilienpreisblase gilt, dass der Extremwert absolut größer sein muss als ein bestimmter Schwellenwert. Angesichts der deutlich geringeren Volatilität des Immobiliensektors war es angebracht, die Schwelle von $\pm 20\%$ auf $\pm 5\%$ zu reduzieren. Abbildung 4 zeigt die auf diese Weise identifizierten Blasen für Immobilienpreise der betrachteten Länder.

Im Vergleich zu den anderen Ländern weist der deutsche Immobilienpreisindex eine außergewöhnliche Entwicklung auf, da Deutschland das einzige Land ist, in dem die realen Immobilienpreise seit Beginn der 80er Jahre beinahe ununterbrochen gefallen sind. Die Gap sinkt zweimal, 1985 und 1997, unter -5% . Die zweite dieser beiden negativen Blasen beschreibt aber keineswegs das Ende einer Periode mit sinkenden Immobilienpreisen; vielmehr sind in der Zeit zuvor die Preise nur noch stärker gefallen als danach. Gesunken sind die Immobilienpreise zuletzt auch in Japan. Allerdings ist in dieser Entwicklung wohl in erster Linie eine Korrektur des starken Anstiegs zum Ende der achtziger Jahre zu sehen. Neben dieser positiven Blase und dem darauf folgenden Überschießen der Immobilienpreise nach unten gab es in Japan noch eine weitere negative Immobilienpreisblase. Wie die übrigen Entwicklungen in Japan steht auch deren Auftreten im Jahre 1977 in einem sehr engen Verhältnis zur vorherigen Entwicklung des Aktienmarktes. Quantitativ ähnlich starke Hauspreisschwankungen wie Japan hat auch Großbritannien erlebt. Allerdings gab es dort nicht nur $1\frac{1}{2}$ Zyklen, wie in Japan, sondern etwa vier Hauspreiszyklen. Wenngleich nicht jeder Wendepunkt dieser Zyklen eine Preisblase nach der hier verwendeten Definition darstellt, lassen sich doch sechs Vermögenspreisblasen identifizieren. Neben den Anstiegen 1973 und 1988 dominiert vor allem die seit 1994 andauernde Verteuerung den zeitlichen Verlauf der britischen Immobilienpreise: in den vergangenen zehn Jahren sind die realen Hauspreise in Großbritannien um etwa 80% gestiegen. Eine ähnliche Entwicklung lässt sich auch in den Vereinigten Staaten beobachten. Zwar betrug der Anstieg der realen Hauspreise in den letzten zehn Jahren »lediglich« 30% , allerdings ist das für die Vereinigten Staaten eine historisch hohe Verteuerung. Zuvor stiegen die Preise nach der negativen Preisblase 1982 bis zum Ende des Aktienbooms 1988 um ca. 15% an.

Abb. 4
Identifikation von Immobilienpreisblasen (rekursiver HP-Filter)



Anmerkung: Die Abbildungen zeigen den Verlauf der logarithmierten Immobilienpreise (blaue Linien, rechte Achse) sowie der Abweichung der Immobilienpreise von ihrem Trend in Prozent (grüne Linie, linke Achse). Die roten Balken zeigen die identifizierten Wendepunkte.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Tab. 4
Immobilienpreisblasen in den G4

Deutschland	Großbritannien	Japan	Vereinigte Staaten
	1973:4 (H)		
	1977:2 (T)	1973:4 (H)	
1980:4 (H)	1979:4 (H)	1978:2 (T)	1979:1 (H)
	1982:2 (T)		1982:3 (T)
1989:1 (T)	1989:2 (H)		1989:4 (H)
1990:3 (H)		1991:3 (H)	
	1995:4 (T)		1995:1 (T)

Identifikation anhand mehrerer Kriterien

Im Gegensatz zu den Aktienpreisen sind die in der Literatur eindeutig als Immobilienpreisblasen festgehaltenen Ereignisse weniger deutlich. Eine Ausnahme bildet hier sicherlich der japanische Immobilienboom, der Anfang der 90er Jahre auf das Platzen der Aktienblase folgte. In jüngster Zeit ist auch häufig die Rede von einer globalen Immobilienpreisblase, die sich durch den starken Anstieg der Immobilienpreise in den USA, Großbritannien und einigen kontinentaleuropäischen Ländern seit Mitte der 90er Jahre auszeichnet. Zwar ist das starke Ansteigen der Immobilienpreise bereits in den vorliegenden Daten erkennbar; allerdings ist eine Identifikation der Blasen mit Hilfe der hier verwendeten statistischen Methoden am aktuellen Rand nicht möglich.

Auffällig ist, dass beide Methoden für die USA und Großbritannien zu übereinstimmenden Ergebnissen bei der Datierung der Immobilienpreisblasen kommen, während für Deutschland und Japan in mehreren Fällen unterschiedliche Zeitpunkte identifiziert wurden. Das liegt vor allem daran, dass sich der HP-Filter aufgrund der geringen Frequenz der Schwingungen der Immobilienpreisindizes in diesen beiden Ländern stark dem tatsächlichen Verlauf der ungeglätteten Zeitreihe anpasst. Somit werden beim rekursiven HP-Filter insbesondere Minima identifiziert, die sich inmitten eines langen Abwärtstrends befinden. Aus diesem Grund werden als Immobilienpreisblasen somit jene identifiziert, die mit Hilfe der Bry-Boschan-Methode bestimmt wurden. Die genauen Datierungen der Hoch- und Tiefpunkte in den einzelnen Ländern sind noch einmal in Tabelle 4 zusammengefasst.

Event-Studie

Vorüberlegungen und Methodik

Im Rahmen einer Event-Studie wird nun analysiert, ob sich das Verhalten verschiedener makroökonomischer Variablen in der zeitlichen Umgebung von Vermögenspreisblasen (den

Events) ändert. Der Analyse liegen die Vermögenspreisblasen zugrunde, die im vorigen Abschnitt identifiziert wurden. Die theoretischen Überlegungen über mögliche Einflüsse von Vermögenspreisblasen auf die Realwirtschaft beziehen sich in erster Linie auf kurzfristige, also konjunkturelle Reaktionen des Bruttoinlandsprodukts, seiner Komponenten (allen voran Konsum und Investitionen) und verschiedener Kreditaggregate. Damit die empirische Analyse in diesem Abschnitt jenen Überlegungen entspricht, werden nachfolgend eben diese zyklischen Komponenten untersucht.

Um die Event-Studie auf eine breitere Basis zu stellen wurden zunächst drei unterschiedliche Verfahren zur Isolierung der konjunkturellen Schwankungen verwendet: Bilden der ersten Differenzen (Quartalswachstumsraten), Bilden der vierten Differenzen (Jahreswachstumsraten) sowie die Bereinigung um einen HP-Trend. Während die Quartalswachstumsraten sehr volatil verlaufen und weder graphisch noch numerisch gut zu interpretieren sind, lassen sich bei den Jahreswachstumsraten und den HP-gefilterten Reihen sehr ähnliche Muster mit ausgeprägten konjunkturellen Schwankungen erkennen. Insbesondere bei Schwankungen mit großer Amplitude zeigt sich ein Vorlauf der Jahresraten gegenüber der HP-gefilterten Reihe.¹⁰ Es stellt sich heraus, dass die Jahresraten – offensichtlich aufgrund dieses Unterschiedes – deutlichere Signale bezüglich des Verhaltens der betrachteten Variablen in der Umgebung von Vermögenspreisblasen liefern.

Aus diesem Grund werden nachfolgend lediglich die Ergebnisse der Untersuchung für die Jahreswachstumsraten des realen Bruttoinlandsprodukts, seiner Komponenten und der realen Kreditaggregate präsentiert. Aufgrund der Tatsache, dass der Anteil des privaten Konsums am Bruttoinlandsprodukt ca. 60% beträgt, liegt die Vermutung nahe, dass das beobachtete Verhalten des Bruttoinlandsprodukts zum Großteil durch Änderungen des Konsumverhaltens ausgelöst wurden. Mit anderen Worten sollte sich das Verhalten des privaten Konsums in der Umgebung von Vermögenspreisblasen nicht wesentlich von der des Bruttoinlandsprodukts unterscheiden. Als potentielle Einflusskanäle von Vermögenspreisen auf den Konsum werden in der Literatur der Vermögens-, Erwartungs- und Kreditkanal genannt. Die Bruttoanlageinvestitionen sind mit einem Anteil von etwa 20% nach dem Konsum die zweitgrößte Komponente der inländischen Verwendung. Gemäß des Kapitalkosten-, Akzelerator- oder Bilanzkanals sollten Vermögenspreisblasen die Wachstums-

¹⁰ Das ist die so genannte Phasenverschiebung. Die Wachstumsraten einer Reihe erreichen ihr Maximum (Minimum) eher als die Abweichung dieser Reihe von einem Trend.

raten der Investitionen beeinflussen. Um die möglichen Kanäle einer Transmission von Vermögenspreisblasen auf die Investitionen besser nachvollziehen zu können, werden im Rahmen der Event-Studie mit den Ausrüstungsinvestitionen und den Bauinvestitionen die einzelnen Komponenten der Bruttoanlageinvestitionen näher betrachtet. Im internationalen Durchschnitt teilen sich die Anlageinvestitionen in etwa zu gleichen Teilen auf diese zwei Aggregate auf. Da sowohl auf der Unternehmens- als auch der Haushaltsseite ein wichtiger Transmissionsmechanismus der Bilanz- bzw. Kreditkanal ist, wird darüber hinaus untersucht, ob sich die beobachteten Reaktionen von BIP, Konsum und Investitionen in Änderungen der Kreditmenge nachvollziehen lassen. Neben den insgesamt an den privaten Sektor vergebenen Krediten werden auch das Verhalten von Krediten an Unternehmen und an private Haushalte in der Umgebung von Vermögenspreisblasen näher betrachtet.

Für die Inflationsrate, die zusätzlich zu den BIP-Komponenten und den Kreditaggregaten untersucht wird, wird eine HP-gefilterte Reihe verwendet, da ihre Jahreswachstumsraten ökonomisch wenig sinnvoll sind. Zum einen kann die Inflationsrate indirekt im Umfeld von Vermögensblasen durch die Veränderung der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage beeinflusst werden. Zum anderen kann es bei Vorliegen von Immobilienpreisblasen auch zu einem direkten Einfluss durch die in der Inflationsrate enthaltenen Mietkosten kommen.

Da bei etwaigen Effekten auf die Inflationsrate der Geldpolitik eine mögliche Rolle zukommt, wird auch das Verhalten des kurzfristigen Nominalzinses im Umfeld einer Vermögenspreisblase untersucht. Als zentraler Indikator für den geldpolitischen Kurs einer Notenbank wird die so genannte Taylor-Lücke betrachtet, die die Abweichung des kurzfristigen Nominalzinses vom Taylor-Zins abbildet. Der Taylor-Zins i_t^{Taylor} wird dabei für alle Länder gleichermaßen gemäß der folgenden Formel berechnet:

$$i_t^{Taylor} = r_t^{HP-Trend} + \pi_t + 0,5 \frac{Y_t - Y_t^{HP-Trend}}{Y_t^{HP-Trend}} + 0,5 (\pi_t - \pi_t^{HP-Trend}).$$

r_t steht für den kurzfristigen Realzins (kurzfristiger Nominalzins abzüglich Inflationsrate), π_t für die Inflationsrate und Y_t für das reale Bruttoinlandsprodukt. Die mit $^{HP-Trend}$ gekennzeichneten Variablen stellen den mittels HP-Filter ($\lambda = 1600$) ermittelten Trend der Variablen dar. Die Gewichtung der Produktions- und Inflationslücke mit dem Faktor 0,5 entspricht dem ursprünglichen Vorschlag von Taylor (1993).

Da in vielen Fällen nur wenige Blasen für ein Land zu beobachten sind (bspw. nur eine positive Immobilienblase in Deutschland und Japan), ist es aus ökonomischer Sicht vorteilhaft, die Event-Studie als Panel aufzubauen. Die Schätzung der Entwicklungen der Aggregate zwei Jahre vor und nach der Blase werden daher für alle Länder gemeinsam vorgenommen, so

dass die Abbildungen in den folgenden Abschnitten die durchschnittliche Entwicklung in allen vier Ländern zeigen.

Das in der vorliegenden Studie verwendete ökonometrische Modell kann in Anlehnung an Tornell und Westermann (2002)¹¹ folgendermaßen dargestellt werden:

$$X_t = \alpha + \sum_{i=-8}^8 \beta_i D_{t+i} + \varepsilon_t,$$

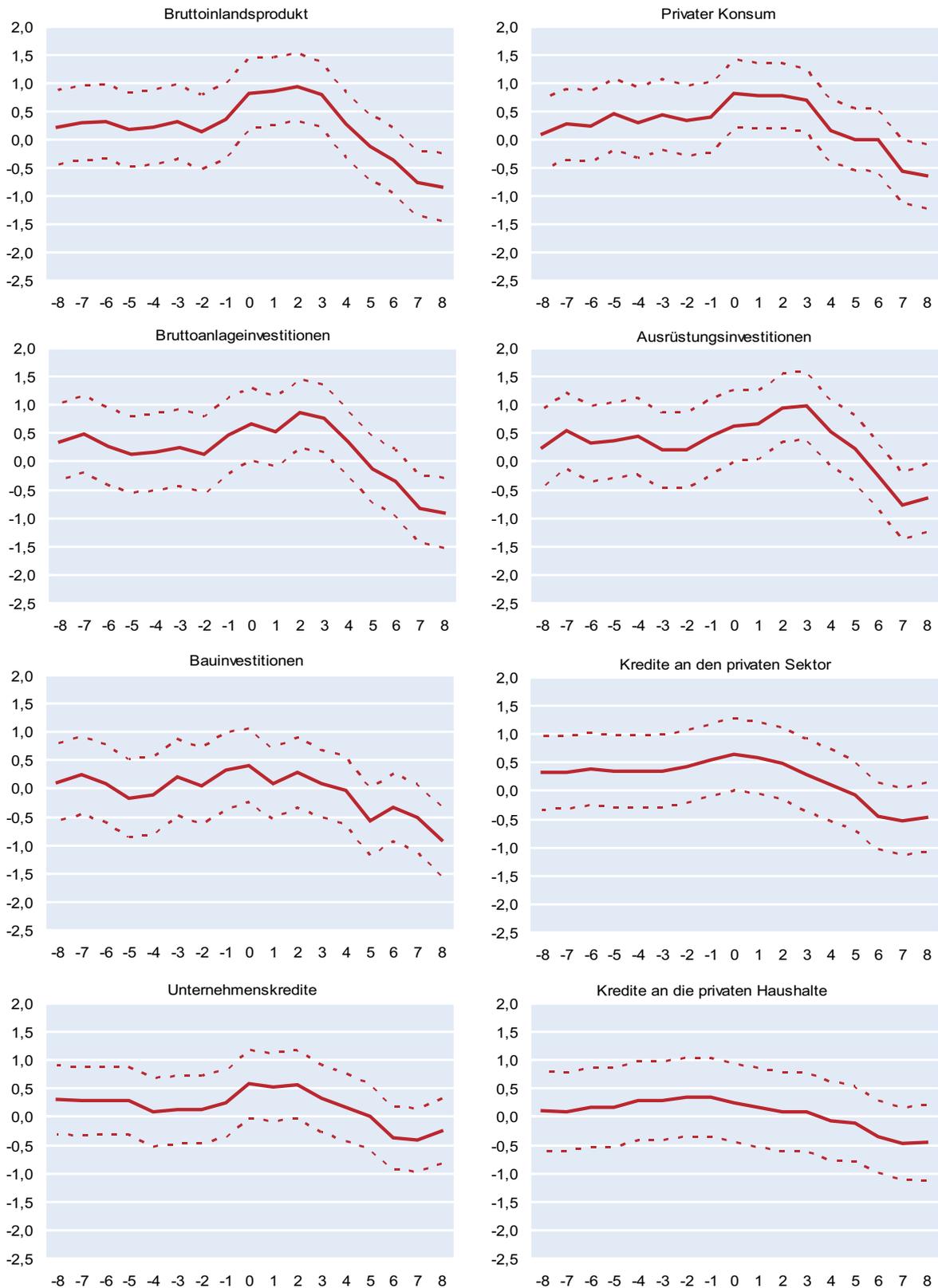
wobei X_t entweder die normierte Jahreswachstumsrate der betrachteten Strom- und Bestandsgrößen (reales Bruttoinlandsprodukt, Komponenten des realen Bruttoinlandsprodukts, reale Kreditaggregate), die trendbereinigte (zyklische) Komponente der Inflationsrate oder die Taylor-Lücke darstellt. D_t ist eine Dummy-Variablen, die zum Zeitpunkt der Blasen den Wert Eins und ansonsten Null annimmt, und ε_t sind die Residuen der Schätzung. Die Panel-Schätzung wurde ohne Fixed Effects und mit Generalized Least Squares durchgeführt. Sämtliche Jahreswachstumsraten sind so normiert, dass ihr Mittelwert über den gesamten Beobachtungszeitraum hinweg (1970:1 bis 2003:4) den Wert Null und ihre Standardabweichung den Wert Eins annimmt. Dadurch wird zum einen vermieden, dass Länder mit einem trendmäßig höherem Wachstum die Schätzung dominieren; zum anderen erleichtert es die Interpretation der in grafischer Form dargestellten Ergebnisse. Aus den Abbildungen, mit deren Hilfe die zentralen Ergebnisse der Schätzungen nachfolgend dargestellt werden, kann so neben dem zeitlichen Verlauf der Reaktion der Wachstumsrate auf Vermögenspreisblasen direkt aus dem Vorzeichen der abgebildeten β_i -Koeffizienten abgelesen werden, ob die Wachstumsrate in der Umgebung einer Blase größer oder kleiner ist als während der gesamten Beobachtungsperiode. Die Abweichung von der durchschnittlichen Wachstumsrate wird in Prozentpunkten gemessen. Die Trendbereinigung der Inflationsrate wurde mit einem HP-Filter ($\lambda = 1600$) durchgeführt. Die in den Abbildungen gezeigten β_i -Koeffizienten stellen somit die Abweichung der Inflationsrate von ihrem Trend in Prozentpunkten dar. Die Taylor-Lücke schließlich misst die Abweichung des kurzfristigen Nominalzinses vom Taylor-Zins in Prozentpunkten. Sind die geschätzten β_i -Koeffizienten positiv (negativ), so ist die Geldpolitik als überdurchschnittlich restriktiv (expansiv) einzustufen; liegen die β_i -Koeffizienten nahe bei Null, so hat die Notenbank eine der konjunkturellen Situation angemessene Zinspolitik verfolgt.

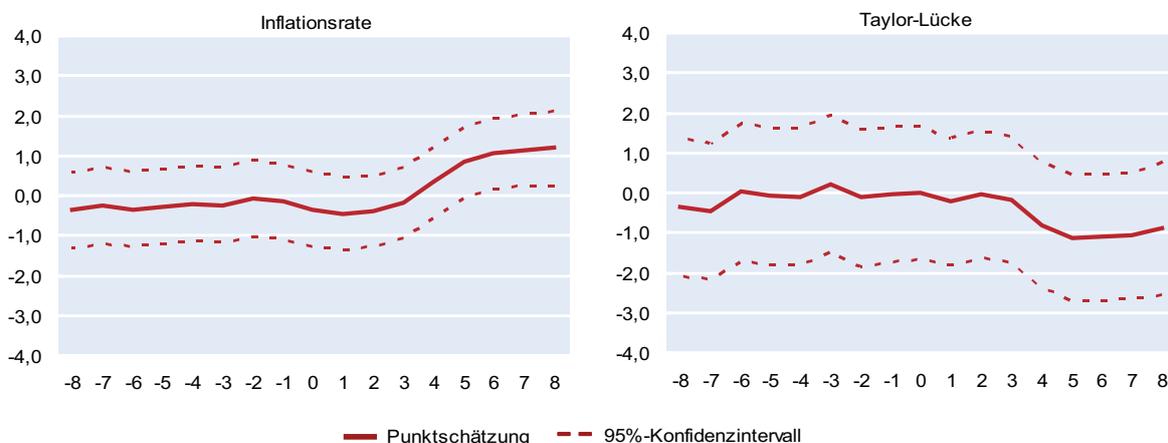
Effekte positiver Aktienblasen

Abbildung 5 zeigt die Effekte einer positiven Aktienblase. Auf der Abszisse sind die Quartale abgetragen, die vor ($t < 0$,

¹¹ Tornell und Westermann (2002) untersuchen die Auswirkungen von Finanzmarktkrisen in aufstrebenden Volkswirtschaften. Aus diesem Grund bleibt die Studie im Literaturüberblick unberücksichtigt.

Abb. 5
Effekte positiver Aktienblasen





Anmerkung: Auf der Ordinate sind im Falle des Bruttoinlandsprodukts und seiner Komponenten sowie der Kreditaggregate die Abweichungen der betrachteten Variablen von ihren durchschnittlichen Wachstumsraten in Prozentpunkten abgetragen. Bei der Inflationsrate wird die Abweichung von der Trendinflationsrate in Prozentpunkten angezeigt; die Taylor-Lücke misst die Abweichung des kurzfristigen Nominalzinses vom Taylor-Zins in Prozentpunkten. Auf der Abszisse sind die Quartale abgetragen, die vor ($t < 0$) bzw. nach ($t > 0$) dem Hoch-/Tiefpunkt der Blase ($t = 0$) liegen. Die Abbildungen zeigen die geschätzten Koeffizienten der Regression, β_j . Das 95%-Konfidenzintervall errechnet sich als 1,96faches der geschätzten Standardfehler der β_j .

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

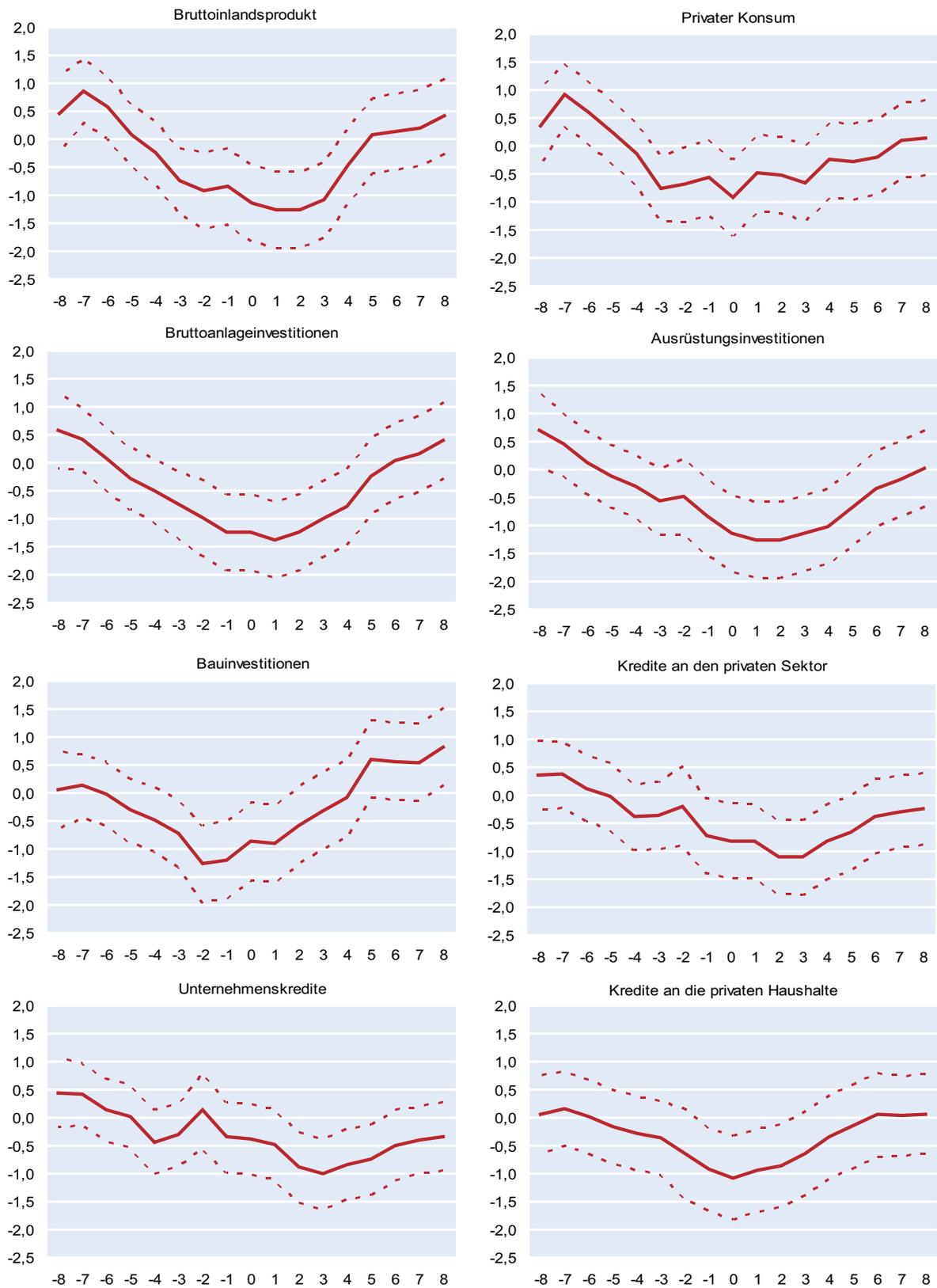
Boomphase) bzw. nach ($t > 0$, Bustphase) dem Hochpunkt der Blase ($t = 0$) liegen. Die Zuwachsraten des Bruttoinlandsprodukts und seiner Komponenten (mit Ausnahme der Bauinvestitionen) steigen zunächst um 0,5 bis 1 Prozentpunkt über ihren langfristigen Durchschnitt und sinken nach dem Platzen der Blase um bis zu 1 Prozentpunkt darunter. Interessant ist dabei, dass sich ein signifikant überdurchschnittliches Wachstum erst in dem Quartal zeigt, in dem die Aktienblase am ausgeprägtesten ist ($t = 0$). Vor allem die Wachstumsraten der (Ausrüstungs-) Investitionen erreichen ihren oberen Wendepunkt erst zwei bis drei Quartale nach den Aktienpreisen. Aber auch der private Konsum verharrt noch etwa drei Quartale auf dem überdurchschnittlichen Wachstumspfad. Eine Begründung für diesen Nachlauf wäre, dass die Marktteilnehmer das Platzen der Blase entsprechend zu spät realisieren. Weitere Gründe könnten in einer verzögerten Anpassung der privaten Haushalte aufgrund von Gewohnheiten oder der Durchführung bereits geplanter Investitionsprojekte liegen.

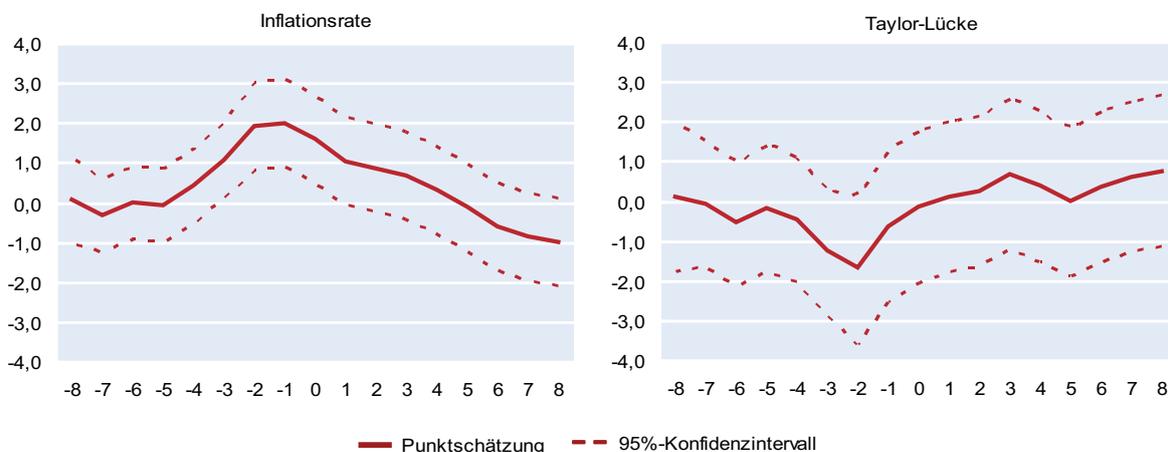
Die Wachstumsrate der Kredite an den privaten Sektor liegt in der Umgebung einer positiven Aktienblase ebenso über ihrem langfristigen Durchschnitt und erreicht ihr Maximum mit dem Hochpunkt der Aktienkurse. Dieser Verlauf ist allerdings ausschließlich auf die Unternehmenskredite zurückzuführen, da die Wachstumsrate der Kredite an die privaten Haushalte nicht signifikant überdurchschnittlich verläuft. Da letztere zum Großteil für die Bauinvestitionen der privaten Haushalte verwendet werden, die durch positive Aktienblasen nicht beeinflusst werden, kann dieser Verlauf sehr gut erklärt werden. Die Kredite der Unternehmen werden hauptsächlich für deren Investitionen in Ausrüstungen aufgenommen und weisen daher auch einen kurzen Vorlauf gegen-

über diesen auf. Ebenso wie beim Bruttoinlandsprodukt und seinen Komponenten fällt die Zuwachsrate der Kredite im Verlauf der Bustphase unter seinen langfristigen Durchschnitt.

Signifikant positive Effekte auf die Inflationsrate treten erst fünf Quartale nach dem Platzen der Aktienblase auf. Zum einen entspricht dies den Überlegungen, dass die Inflationsrate mit einer gewissen Verzögerung auf die gesamtwirtschaftliche Nachfrage reagiert. Zum anderen macht dies aber auch die Schwierigkeit deutlich, zwischen nicht-fundamentalen und fundamentalen Aktienkursbewegungen zu unterscheiden. Da bei einer Blase am Aktienmarkt definitionsgemäß die Produktivität nicht ursächlich für den Aktienkursanstieg sein sollte, müsste es zu einem Auseinanderdriften von gesamtwirtschaftlichem Angebot und gesamtwirtschaftlicher Nachfrage und somit zu einem überdurchschnittlichen Anstieg des allgemeinen Preisniveaus kommen. Gerade für Notenbanken, deren Ziel die Stabilisierung des Preisniveaus ist, ergibt sich damit das Problem, angemessen auf das beschleunigte Wachstum des Bruttoinlandsprodukts und seiner Komponenten zu reagieren. In der Tat zeigt Abbildung 5, dass die Notenbanken der G4-Länder in der Boomphase keinen ausgesprochen restriktiven Kurs verfolgten, um dem Aufbau der Blase entgegenzuwirken. Der kurzfristige Zins stimmte im Schnitt mit dem Taylor-Zins überein. Erst mit dem Platzen der Blase reagierten die Notenbanken mit einer überdurchschnittlich expansiven Geldpolitik. Trotz anziehender Inflationsraten schienen sich die Notenbanken vorwiegend auf die realen Effekte des Busts zu konzentrieren und ließen tendenziell ein Absinken der kurzfristigen Zinsen unter den Taylor-Zins zu. Diese Problematik der angemessenen und möglicherweise asymmetrischen Reaktion in der Umgebung von Vermögenspreisblasen wird

Abb. 6
Effekte negativer Aktienblasen





Anmerkung: Vgl. Abbildung 5.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

bei der Diskussion der geldpolitischen Implikationen in Abschnitt noch einmal aufgegriffen.

Effekte negativer Aktienblasen

Die Effekte negativer Aktienblasen zeichneten sich bereits am Ende des Event-Fensters positiver Aktienblasen, die im vorigen Abschnitt untersucht wurden, ab. Abbildung 6 zeigt, dass etwa ein Jahr vor Erreichen des Tiefpunkts der Aktienkurse die Wachstumsraten des Bruttoinlandsprodukts, des privaten Konsums und der Investitionen unter ihren langfristigen Durchschnitt fallen, um danach wieder anzusteigen. Da der Tiefpunkt der Aktienkurse im Durchschnitt 10,5 Quartale (mit einer Streuung von lediglich 2,2 Quartalen) auf den Hochpunkt folgt, gehen die realwirtschaftlichen Auswirkungen somit mit dem starken Verfall der Aktienkurse (dem sog. Bust) einher, der nach einer positiven Aktienblase folgt. Im Vergleich zu den Effekten im Umfeld einer positiven Aktienblase sind die quantitativen Auswirkungen mit Abschlägen bis zu $-1,5$ Prozentpunkten vor allem bei den Investitionen jedoch deutlich stärker.

Die Kredite zeigen einen ähnlichen Verlauf wie ihre realen Verwendungen, wenn auch bei Aktienpreisverfallen die Vorlaufeigenschaft verloren geht. Die Wachstumsrate der Unternehmenskredite erreicht mit einem Abschlag von etwas mehr als einem Prozentpunkt drei Quartale nach dem Tiefstand der Aktienkurse ihr Minimum, was dem Muster der Ausrüstungsinvestitionen entspricht. Die Kredite an die privaten Haushalte weisen denselben quantitativen Rückgang auf, erreichen aber bereits zeitgleich mit den Aktienkursen ihren Tiefpunkt. Dieser Zeitpunkt stimmt mit dem des privaten Konsums überein und läuft dem Tiefpunkt der Bauinvestitionen um zwei Quartale hinterher.

Die Inflationsrate, die sich bereits acht Quartale nach der positiven Aktienblase zu beschleunigen begann, steigt nun-

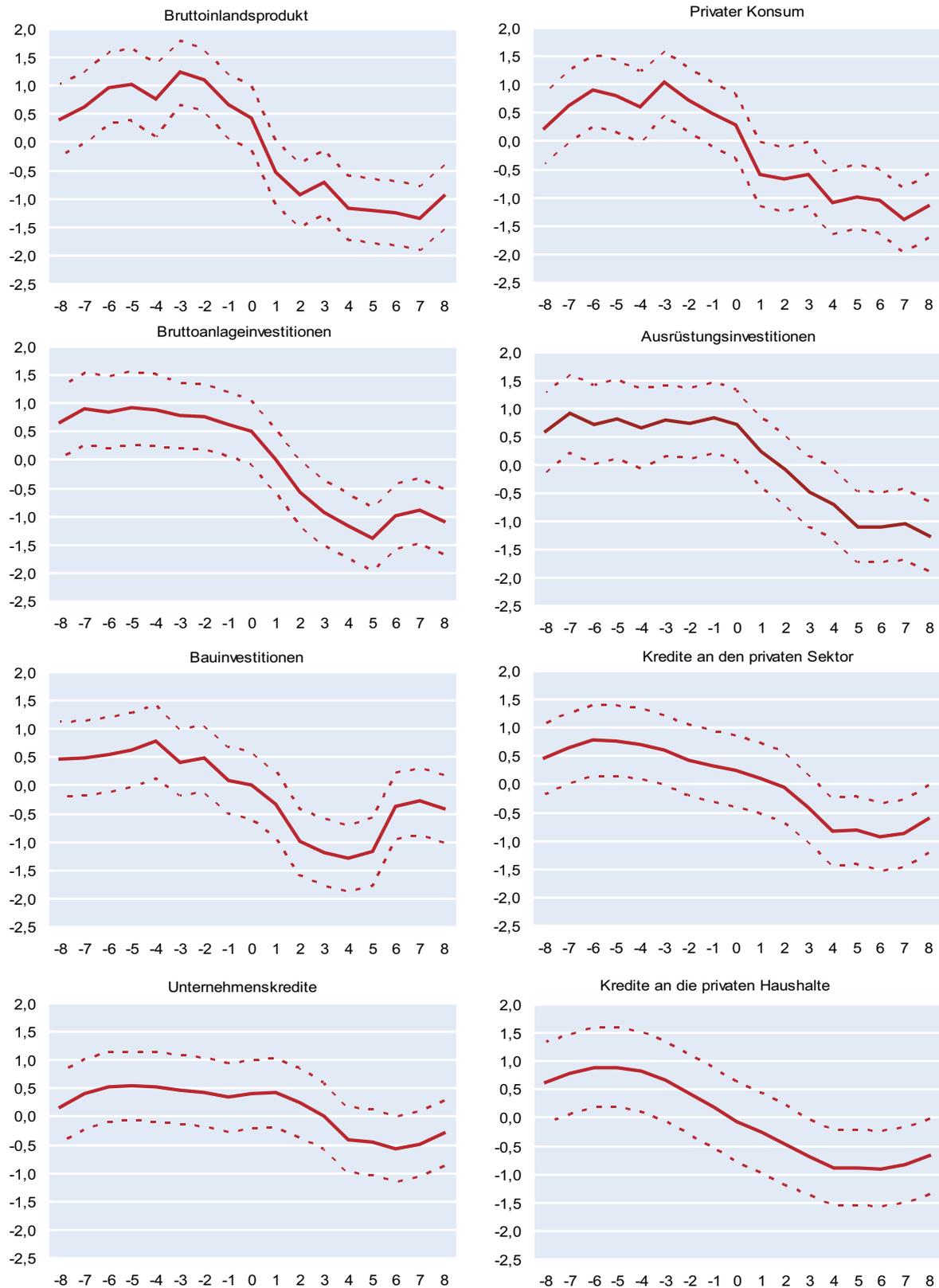
mehr deutlich über ihren Trend hinaus und erreicht ihren Hochpunkt ein bis zwei Quartale vor dem Tiefpunkt der negativen Aktienblase. Dieser Verlauf ist insofern erstaunlich, als dass der Anstieg mit einem signifikanten Rückgang der gesamtwirtschaftlichen Aktivität einhergeht. Die Reaktion der Inflationsrate ist daher vermutlich eher als stark verzögerte Reaktion auf das infolge des vorangehenden Aktienbooms beschleunigte Wachstum des Bruttoinlandsprodukts zu erklären. Für die G4-Länder zeigt sich, dass die Notenbanken auf den Verfall der Aktienkurse mit einer überdurchschnittlich expansiven Geldpolitik reagierten.

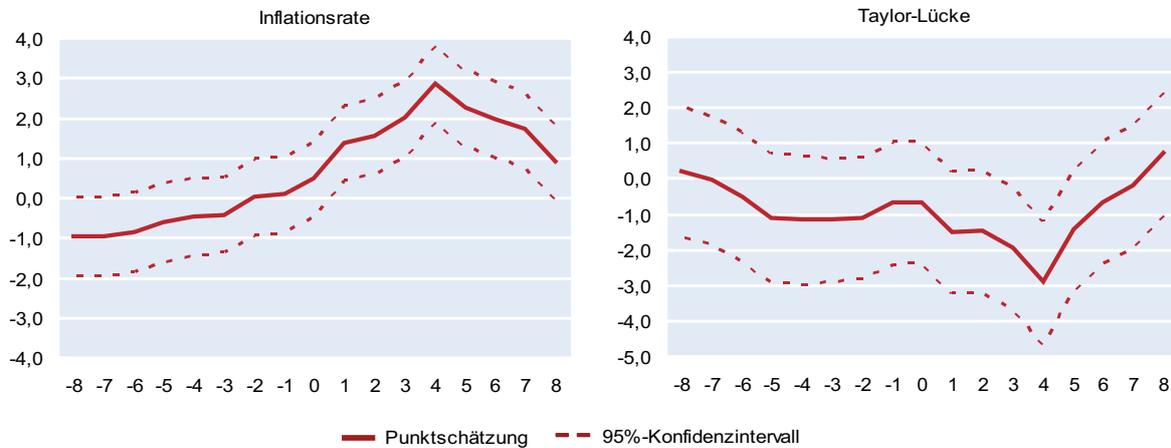
Effekte positiver Immobilienblasen

Bei einer positiven Immobilienpreisblase erreichen das BIP und seine Aggregate den maximalen Anstieg bereits drei bis vier Quartale vor dem Höhepunkt des Immobilienbooms (vgl. Abb. 7). Dieser Vorlauf unterscheidet den Immobilienboom deutlich vom Aktienboom, wo die realen Nachfragekomponenten erst mit einer Verzögerung von bis zu drei Quartalen nach dem Platzen der Blase ihre maximalen Zuwachsraten erreichen. Die Wachstumsrate von BIP, Konsum und Investitionen liegt beim Maximum etwa einen Prozentpunkt über der durchschnittlichen Wachstumsrate. In unmittelbarer Umgebung des Hochpunkts der Immobilienpreise fallen die Wachstumsraten dann relativ schnell unter ihren Durchschnitt und erreichen ihren Tiefpunkt mit einem Abschlag von etwa -1 bis $-1,5$ Prozentpunkten im zweiten Jahr nach dem Platzen der Blase.

Die Kreditvergabe erreicht ihren Höhepunkt bereits ein halbes Jahr vor den realen Größen und unterstreicht daher abermals die zentrale Rolle des Kredit- bzw. Bilanzkanals bei der Transmission von Vermögenspreisänderungen auf reale Größen. Die Kreditausweitung liegt bei den privaten Haushalten im Vorfeld des Hochpunkts der Immobilienpreise etwa ei-

Abb. 7
Effekte positiver Immobilienblasen





Anmerkung: Vgl. Abbildung 5.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

nen Prozentpunkt über dem langfristigen Durchschnitt; bei den Unternehmenskrediten liegt der Zuwachs nur etwa 0,5 Prozentpunkte darüber. Mit dem Verfall der Immobilienpreise sinkt auch das Kreditwachstum relativ schnell unter seinen langfristigen Durchschnitt und erreicht etwa vier bis sechs Quartale nach dem Platzen der Blase seinen Tiefpunkt.

Die Effekte einer positiven Immobilienblase auf die Inflationsrate treten deutlich schneller in Erscheinung als bei einer positiven Aktienblase. Zwar ist ein signifikanter Anstieg der Inflationsrate über ihren Trend ebenfalls nicht in der Boomphase, sondern erst nach dem Platzen der Blase zu beobachten. Allerdings erreicht sie bereits vier Quartale nach dem Hochpunkt der Immobilienpreise mit + 3 Prozentpunkten ihren maximalen Anstieg, um danach wieder auf ihren langfristigen Trend zurückzufallen. Die Geldpolitik reagiert auf das beschleunigte Anziehen der Verbraucherpreise mit einem vergleichsweise expansiven Kurs und versucht bei starken Immobilienpreisverfall offenbar eher der realwirtschaftlichen Kontraktion entgegenzuwirken. Interessant ist zudem, dass die Geldpolitik bereits in der Boomphase relativ expansiv angesetzt war. Zwar ist die negative Taylor-Lücke nicht signifikant von Null verschieden, doch im Gegensatz zu Aktienbooms lag sie im Schnitt einen Prozentpunkt unter dem konjunkturell angemessenen Zins. Die Notenbanken haben damit möglicherweise auch einen Beitrag zur Erhitzung an den Immobilienmärkten geleistet, da vergleichsweise niedrige Refinanzierungskosten die Kosten der Kreditvergabe senken und damit die Kreditvergabe erleichtern.

Effekte negativer Immobilienblasen

Die negative Immobilienpreisblase ist das Einzige der betrachteten Events, das sich anders als erwartet auf die makroökonomischen Variablen auswirkt (vgl. Abb. 8). Um den Zeitpunkt der Blase herum zeigt sich bei keiner der betrachteten Variablen ein signifikanter Effekt auf die Wachstumsrate. Zwei bis

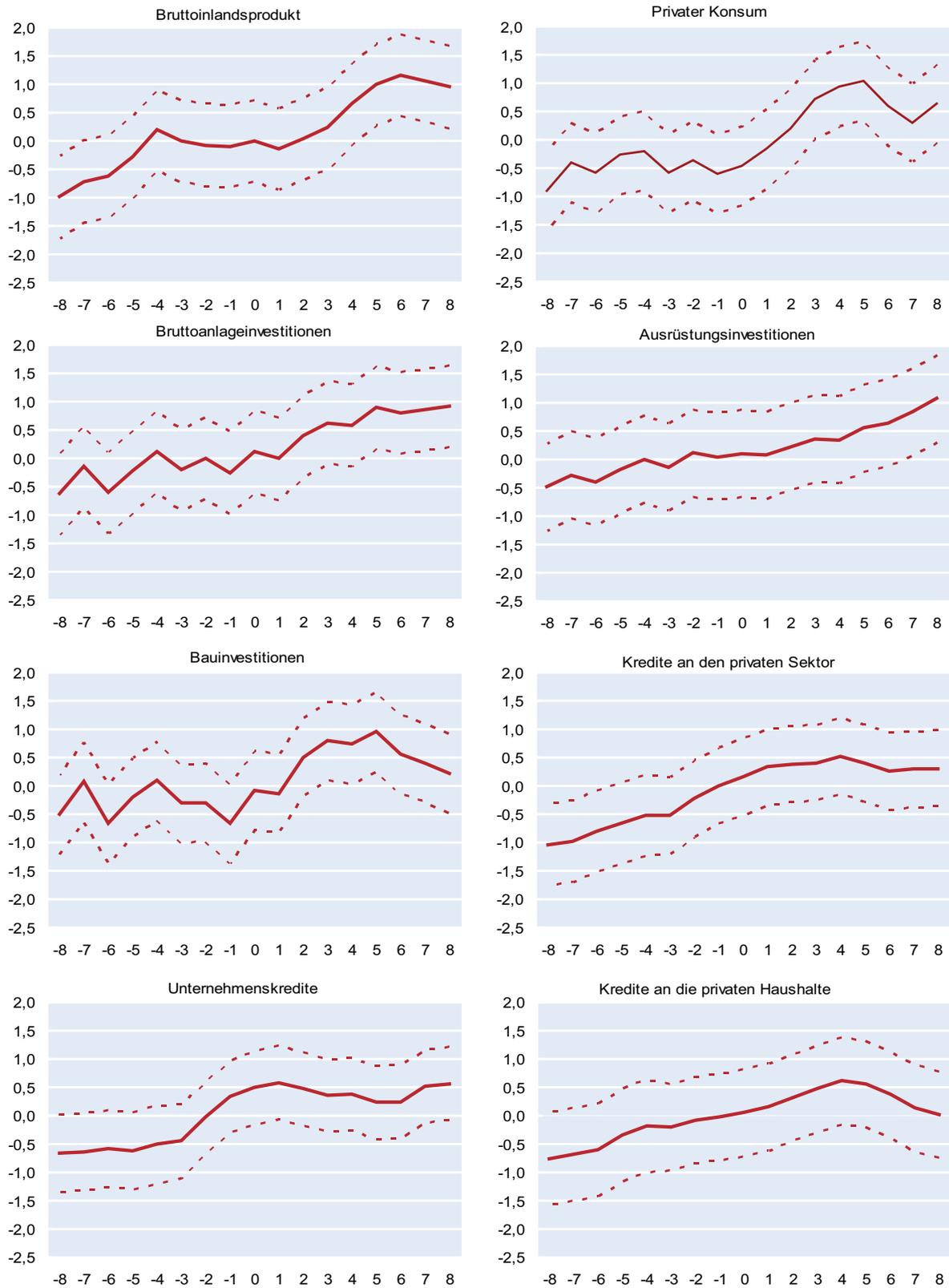
drei Quartale nach Erreichen des Tiefpunktes bei den Immobilienpreisen ist dann insbesondere bei den Bauinvestitionen und beim privaten Konsum mit + 1 Prozentpunkt ein überdurchschnittliches Wachstum auszumachen. Die Kreditvergabe weist zwar dasselbe Muster wie das BIP und seine Aggregate auf, allerdings sind die geschätzten Wachstumsraten in der Umgebung des Tiefpunkts der Immobilienpreise nicht signifikant von Null verschieden. Eine Erklärung für diesen Verlauf ist, dass die Kosten von Immobilienpreisverfall im Vergleich zu Aktienkursverfall unmittelbar nach Erreichen des Hochpunkts in Erscheinung treten, so dass der Tiefpunkt selbst keine realwirtschaftlichen Auswirkungen mehr hat. Hinzu kommt, dass bei den Immobilienpreisen der Tiefpunkt im Durchschnitt erst 19,4 Quartale auf den Hochpunkt mit einer Standardabweichung von 7,4 Quartalen folgt. Insgesamt treten somit bei der Untersuchung des Events »Immobilienpreistiefpunkt« mit einem Zeitfenster von ± 8 Quartalen bereits alle Effekte des Immobilienpreisverfalls kurz nach dem Platzen der Blase zu Tage und wurden daher bereits bei der Untersuchung des Events »Immobilienpreishochpunkt« erfasst.

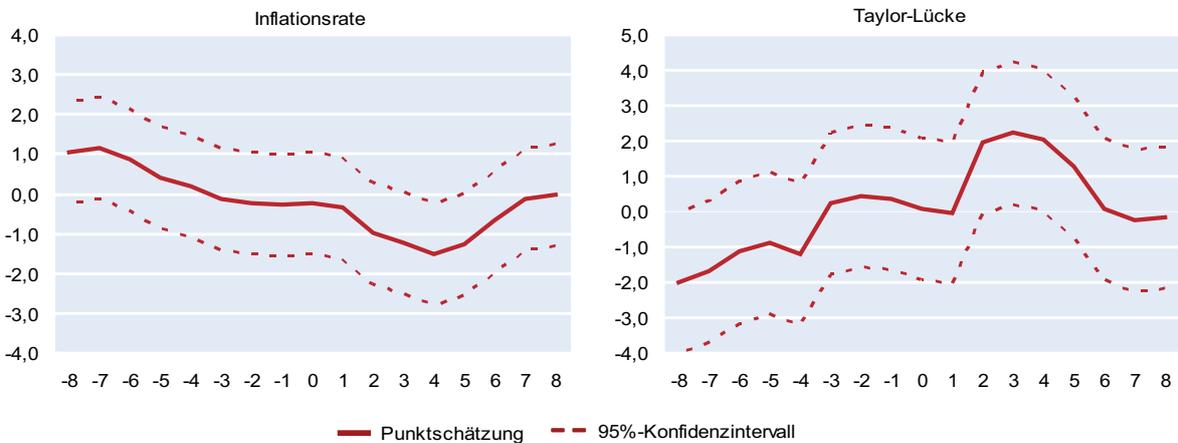
Auf die Inflationsrate scheint die negative Immobilienblase dennoch einen signifikant negativen Einfluss zu haben. Vier Quartale nach dem Tiefpunkt sinkt die Inflationsrate etwa 1,5 Prozentpunkte unter ihren Trend. Da keine Auswirkungen der negativen Immobilienblase auf die gesamtwirtschaftliche Nachfrage festgestellt wurden, handelt es sich hierbei eher um direkte Effekte über die im Konsumentenpreisindex enthaltenen Mietkosten.

Zusammenfassung der Ergebnisse und Schlussfolgerungen

In diesem Beitrag wurde im Rahmen einer Event-Studie das Verhalten des Bruttoinlandsprodukts, des privaten Konsums,

Abb. 8
Effekte negativer Immobilienblasen





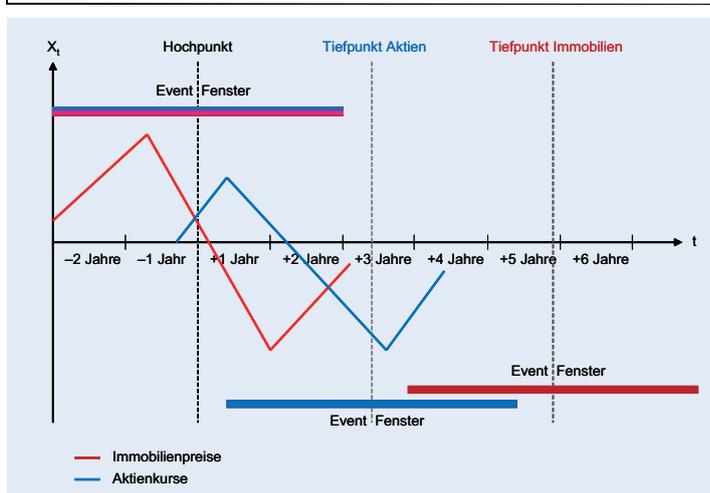
Anmerkung: Vgl. Abbildung 5.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

der Investitionen, der Kreditvergabe an den privaten Sektor, der Inflationsrate und der Geldpolitik in einem Zeitfenster von ± 8 Quartalen um den Hoch- bzw. Tiefpunkt von Aktien- und Immobilienpreisblasen in Deutschland, Großbritannien, Japan und den Vereinigten Staaten untersucht. Als zentrales Ergebnis kann festgehalten werden, dass die betrachteten realen Variablen und Kreditaggregate in der Phase, in der sich eine positive Blase aufbaut (der sog. Boomphase), überdurchschnittliche Zuwachsraten aufweisen. Während die untersuchten Variablen bei Aktienblasen einige Quartale nachlaufen, erreichen ihre Wachstumsraten bei Immobilienbooms bereits mehrere Quartale vor dem Hochpunkt der Immobilienpreise ihr Maximum (vgl. Abb. 9). In den Boomphasen konnte zudem ein Vorlauf der Kredite vor den realen Größen, insbesondere den Investitionen, festgestellt werden. Im Gegensatz zu den Hochpunkten der Vermögenspreise scheinen die Tiefpunkte

nicht mit makroökonomischen Effekten einherzugehen. Vielmehr zeichnen sich Phasen, in denen es nach Erreichen des Hochpunkts zu Preisverfall kommt (den sog. Bustphasen), mit signifikant unterdurchschnittlichen Zuwachsraten der realen Variablen und Kreditaggregate aus. Während die Auswirkungen von Immobilienbusts unmittelbar nach Erreichen des Hochpunkts zu erkennen sind und noch im Rahmen des Events »positive Immobilienblase« erfasst wurden, entfalten Aktienbusts erst im zweiten Jahr nach Platzen der Blase ihre negativen Auswirkungen. Der maximale Rückgang der Zuwachsraten des Bruttoinlandsprodukts, seiner Komponenten und der Kreditaggregate fällt dabei mit dem Tiefpunkt der Aktienkursentwicklung zusammen. Im Umfeld negativer Immobilienblasen, die im Schnitt fünf Jahre auf den Hochpunkt folgen, konnte kein signifikant unterdurchschnittlicher Zuwachs der betrachteten Variablen nachgewiesen werden.

Abb. 9
Stilisierte Zusammenfassung der Ergebnisse



Quelle: Zusammenstellung des ifo Instituts.

Die Inflationsrate steigt erst nach dem Erreichen des Hochpunktes der Aktienkurse und Immobilienpreise signifikant über ihren langfristigen Trend. Wie schon bei den realen Variablen und den Kreditaggregaten erreicht der Anstieg der Verbraucherpreise bei Vorliegen einer Immobilienblase allerdings schneller sein Maximum. Bei Aktienblasen beginnt die Inflationsrate erst etwa ein bis zwei Jahre nach Erreichen des Hochpunktes signifikant zu steigen. Diese stark verzögerte Reaktion der Inflationsrate stellt vor allem die Geldpolitik vor eine schwierige Aufgabe, wenn es darum geht, in angemessener Weise auf Aktienkursänderungen zu reagieren. Zwar könnte eine Notenbank die realwirtschaftliche Expansion, die sich infolge des Aktienbooms ergibt, mit zinspolitischen Maßnahmen dämpfen. Da allerdings inflationäre Begleiterscheinungen häufig nicht aus-

zumachen sind, fällt es der Notenbank schwer, zu entscheiden, ob die aktuelle Aktienkursentwicklung fundamentalen oder nicht-fundamentalen Ursprungs ist und ob sie zinspolitisch entsprechend tätig werden soll. Diese Problematik spiegelt auch die vorliegende Untersuchung im Rahmen der Event-Studie wider. Das zentrale Ergebnis in Bezug auf die Geldpolitik war, dass Notenbanken im Umfeld von Vermögenspreisblasen asymmetrisch reagieren. Während sich die Geldpolitik in Boomphasen neutral – d.h. aktuellen konjunkturellen Situation entsprechend und nicht überaus restriktiv, um dem Blasenaufbau entgegenzuwirken – verhielt, schlug sie in Bustphasen einen überdurchschnittlich expansiven Kurs ein, um die realwirtschaftlichen Folgen zu mildern.

Literatur

- Binswanger, M. (2002), »Spekulative Blasen und ihre Bedeutung in hochentwickelten Industrieländern«, in: Chr. Deutschmann (Hrsg.), *Die gesellschaftliche Macht des Geldes*, Westdeutscher Verlag, Wiesbaden, 351–360.
- Binswanger, M. (2004), »How Important are Fundamentals? Evidence from a Structural VAR Model for the Stock Markets in the US, Japan and Europe«, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 14, 185–201.
- Bordo, M.D. und O. Jeanne (2002), »Boom-Busts in Asset Prices, Economic Instability, and Monetary Policy«, *NBER Working Paper* No. 8966.
- Bry, G. und Ch. Boschan (1971), »Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs«, *NBER Technical Paper* No. 20.
- Detken, C. und F. Smets (2004), »Asset Price Booms and Monetary Policy«, *ECB Working Paper* No. 364.
- Gourinchas, P.-O., R. Valdés und O. Landerretche (2001), »Lending Booms: Latin America and the World«, *Economia* 49, 75–97.
- Hodrick, R.J. und E. C. Prescott (1997), »Post-War Business Cycles: An Empirical Investigation«, *Journal of Money, Credit, and Banking* 29, 1–16.
- Hubbard, R.G. (1998), »Capital-Market Imperfections and Investment«, *Journal of Economic Literature* 36, 193–225.
- Illing, G. (2004), »Financial Fragility, Bubbles and Monetary Policy«, in: M. Köthenbürger, H.-W. Sinn und M. Wittgrén (Hrsg.), *European Monetary Integration*, MIT Press, Cambridge, 143–172.
- Ito, T. und T. Iwasako (1995), »Explaining Asset Bubbles in Japan«, *NBER Working Paper* No. 5358.
- IWF (2003), *World Economic Outlook* (April), Washington.
- Linaa, J. (2004), »On the Conformity of Business Cycles Across EU Countries«, mimeo, University of Copenhagen.
- Mishkin, F.S. und E.N. White (2003), »U.S. Stock Market Crashes and their Aftermath: Implications for Monetary Policy«, in: W. C. Hunter, G.G. Kaufman und M. Pomerleano (Hrsg.), *Asset Price Bubbles: The Implications for Monetary, Regulatory, and International Policies*, MIT Press, Cambridge, 53–79.
- Okina, K. und S. Shiratsuka (2003), »Japan's Experience with Asset Price Bubbles: Is It a Case for Inflation Targeting?«, in: W.C. Hunter, G.G. Kaufman und M. Pomerleano (Hrsg.), *Asset Price Bubbles: The Implications for Monetary, Regulatory, and International Policies*, MIT Press, Cambridge, 81–99.
- Pagan, A.R. und K.A. Sossounov (2004), »A Simple Framework for Analysing Bull and Bear Markets«, *Journal of Applied Econometrics* 18, 23–46.
- Shiller, R.J. (2000), *Irrational Exuberance*, Princeton University Press, Princeton.
- Siegel, J.J. (2002), *Stocks for the Long Run*, McGraw-Hill, New York.
- Taylor, J.B. (1993), »Discretion versus Policy Rules in Practice«, *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy* 39, 195–214.
- Tornell, A. und F. Westermann (2002), »Boom-Bust Cycles in Middle Income Countries: Facts and Explanation«, *NBER Working Paper* No. 9219.

Datenanhang

Datenanhang

Deutschland

Realer Aktienkurs	CDAX Index (Price return), OECD, deflationiert mit dem Konsumentenpreisindex, 1970:1–2004:1
Realer Immobilienpreis	Preise für Neubauten (mittlere bis gute Wohnqualität) in 125 deutschen Städten, Berechnung der Deutschen Bundesbank nach Angaben der Bulwien AG, Jahresdaten zu Quartalsdaten interpoliert, deflationiert mit dem Konsumentenpreisindex, 1975:1–2003:4
Konsumentenpreisindex	Konsumentenpreise (all items), OECD, 1970:1–2004:1
Kurzfristiger Nominalzins	Dreimonats-EURIBOR, Bundesbank, 1970:1–2004:1
Reales Bruttoinlandsprodukt	Bruttoinlandsprodukt in Preisen von 1995, saisonbereinigt, bis 1990:4 Westdeutschland, Verknüpfung mit Gesamtdeutschland 1991:1, Statistisches Bundesamt, 1970:1–2004:1
Realer Konsum der privaten Haushalte	Private Konsumausgaben in Preisen von 1995, saisonbereinigt, bis 1990:4 Westdeutschland, Verknüpfung mit Gesamtdeutschland 1991:1, Statistisches Bundesamt, 1970:1–2004:1
Reale Bauinvestitionen des privaten Sektors	Bauinvestitionen in Preisen von 1995, saisonbereinigt, bis 1990:4 Westdeutschland, Verknüpfung mit Gesamtdeutschland 1991:1, Statistisches Bundesamt, 1970:1–2004:1
Reale Ausrüstungs-investitionen des privaten Sektors	Ausrüstungsinvestitionen in Preisen von 1995, saisonbereinigt, bis 1990:4 Westdeutschland, Verknüpfung mit Gesamtdeutschland 1991:1, Statistisches Bundesamt, 1970:1–2004:1
Reale Kreditvergabe an den privaten Sektor	Kredite an inländische Unternehmen und Privatpersonen, bis 1990:1 Westdeutschland, Verknüpfung mit Gesamtdeutschland 1990:2, Bundesbank, deflationiert mit dem Konsumentenpreisindex, 1970:1–2004:1
Reale Kreditvergabe an Unternehmen	Kredite an Unternehmen und Selbständige, saisonbereinigt, Verknüpfung mit alter Systematik 1980:4, bis 1990:1 Westdeutschland, Verknüpfung mit Gesamtdeutschland 1990:2, Bundesbank, deflationiert mit dem Konsumentenpreisindex, 1970:1–2004:1
Reale Kreditvergabe an die privaten Haushalte	Kredite an wirtschaftlich unselbständige und sonstige Privatpersonen, saisonbereinigt, Verknüpfung mit alter Systematik 1980:4, bis 1990:1 Westdeutschland, Verknüpfung mit Gesamtdeutschland 1990:2, Bundesbank, deflationiert mit dem Konsumentenpreisindex, 1970:1–2004:1

Japan

Realer Aktienkurs	TSE Topix Index (Price return), OECD, deflationiert mit dem Konsumentenpreisindex, 1970:1–2004:1
Realer Immobilienpreis	Urban Land Price Index of 223 Cities, Japan Real Estate Institute, Halbjahresdaten zu Quartalsdaten interpoliert, deflationiert mit dem Konsumentenpreisindex, 1970:1–2004:2
Konsumentenpreisindex	Konsumentenpreise (all items), OECD, 1970:1–2004:1
Kurzfristiger Nominalzins	Interbankenzins (Collateralized Overnight), Bank of Japan, 1970:1–2004:1
Reales Bruttoinlandsprodukt	Bruttoinlandsprodukt in Preisen von 1995, saisonbereinigt, OECD, 1970:1–2004:1
Realer Konsum der privaten Haushalte	Private Konsumausgaben in Preisen von 1995, saisonbereinigt, OECD, 1970:1–2004:1
Reale Bauinvestitionen des privaten Sektors	Bauinvestitionen (Private residential fixed capital formation) in Preisen von 1995, saisonbereinigt, OECD, 1970:1–2004:1
Reale Ausrüstungs-investitionen des privaten Sektors	Ausrüstungsinvestitionen (Private non-residential fixed capital formation) in Preisen von 1995, saisonbereinigt, OECD, 1970:1–2004:1
Reale Kreditvergabe an den privaten Sektor	Kredite an den Privatsektor (Banking accounts of domestically licensed banks, total loans), Verknüpfung mit alter Systematik 1992:2, saisonbereinigt mit Census X12, deflationiert mit dem Konsumentenpreisindex, Bank of Japan, 1973:3–2004:2
Reale Kreditvergabe an Unternehmen	Kredite an Unternehmen (Banking accounts of domestically licensed banks, individuals), Verknüpfung mit alter Systematik 1992:2, saisonbereinigt mit Census X12, deflationiert mit dem Konsumentenpreisindex, Bank of Japan, 1973:3–2004:2
Reale Kreditvergabe an die privaten Haushalte	Kredite an private Haushalte (banking accounts of domestically licensed banks, enterprises), Verknüpfung mit alter Systematik 1992:2, saisonbereinigt mit Census X12, deflationiert mit dem Konsumentenpreisindex, Bank of Japan, 1973:3–2004:2

Großbritannien

Realer Aktienkurs	FT Ordinary Industrial Index (Price return), OECD, deflationiert mit dem Konsumentenpreisindex, 1970:1–2004:1
Realer Immobilienpreis	Hauspreisindex (Neubauten und Wiederverkäufe), Nationwide, deflationiert mit dem Konsumentenpreisindex, 1970:1–2004:2
Konsumentenpreisindex	Konsumentenpreise (all items), OECD, 1970:1–2004:1
Kurzfristiger Nominalzins	Dreimonats-Treasury-Bills, Bank of England, 1970:1–2004:1
Reales Bruttoinlandsprodukt	Bruttoinlandsprodukt in Preisen von 2001, saisonbereinigt, Office for National Statistics, 1970:1–2004:1
Realer Konsum der privaten Haushalte	Private Konsumausgaben in Preisen von 2001, saisonbereinigt, Office for National Statistics, 1970:1–2004:1
Reale Bauinvestitionen des privaten Sektors	Bauinvestitionen (Gross capital formation, private sector, dwellings) in Preisen von 2001, saisonbereinigt, Office for National Statistics, 1970:1–2004:1
Reale Ausrüstungsinvestitionen des privaten Sektors	Ausrüstungsinvestitionen (Gross capital formation, business investment) in Preisen von 2001, saisonbereinigt, Office for National Statistics, 1970:1–2004:1
Reale Kreditvergabe an den privaten Sektor	M4 lending to private non-financial corporations, other financial corporations and the household sector, saisonbereinigt, Bank of England, deflationiert mit dem Konsumentenpreisindex, 1975:3–2004:2
Reale Kreditvergabe an Unternehmen	M4 lending to private non-financial corporations and other financial corporations, saisonbereinigt, Bank of England, deflationiert mit dem Konsumentenpreisindex, 1975:3–2004:2
Reale Kreditvergabe an die privaten Haushalte	M4 lending to the household sector (individuals, unincorporated business and non-profit-making institutions), saisonbereinigt, Bank of England, deflationiert mit dem Konsumentenpreisindex, 1975:3–2004:2

Vereinigte Staaten

Realer Aktienkurs	Standard & Poor's 500 Composite Index (Price return), Standard & Poor's, deflationiert mit dem Konsumentenpreisindex, 1970:1–2004:1
Realer Immobilienpreis	Wiederverkaufswert von Einfamilienhäusern, Office for Federal Housing Enterprise Oversight, deflationiert mit dem Konsumentenpreisindex, 1975:1–2004:1
Konsumentenpreisindex	Konsumentenpreise (all items), OECD, 1970:1–2004:1
Kurzfristiger Nominalzins	Federal Funds Rate, Federal Reserve, 1970:1–2004:1
Reales Bruttoinlandsprodukt	Bruttoinlandsprodukt in Preisen von 2000, saisonbereinigt, US Department of Commerce, 1970:1–2004:1
Realer Konsum der privaten Haushalte	Private Konsumausgaben in Preisen von 2000, saisonbereinigt, US Department of Commerce, 1970:1–2004:1
Reale Bauinvestitionen des privaten Sektors	Bauinvestitionen (Private residential fixed investment) in Preisen von 2000, saisonbereinigt, US Department of Commerce, 1970:1–2004:1
Reale Ausrüstungsinvestitionen des privaten Sektors	Ausrüstungsinvestitionen (Private nonresidential fixed investment) in Preisen von 2000, saisonbereinigt, US Department of Commerce, 1970:1–2004:1
Reale Kreditvergabe an den privaten Sektor	Assets and liabilities of commercial banks, loans and leases in bank credit, saisonbereinigt, Federal Reserve, deflationiert mit dem Konsumentenpreisindex, 1973:1–2004:2
Reale Kreditvergabe an Unternehmen	Assets and liabilities of commercial banks, commercial and industrial, saisonbereinigt, Federal Reserve, deflationiert mit dem Konsumentenpreisindex, 1973:1–2004:2
Reale Kreditvergabe an die privaten Haushalte	Assets and liabilities of commercial banks, consumer, saisonbereinigt, Federal Reserve, deflationiert mit dem Konsumentenpreisindex, 1973:1–2004:2

Die Studie untersucht, in wie weit neben den klassischen monatlichen Konjunkturindikatoren, wie dem ifo Geschäftsklimaindex, der Industrieproduktion oder den Auftragseingängen in der Industrie, auch die Medienberichterstattung über die konjunkturelle Entwicklung selbst als Indikator der realen Konjunktur dienen kann. Es werden Indikatoren auf Basis von Medienberichten generiert und bezüglich ihrer Eigenschaft als Prognoseinstrumente der konjunkturellen Entwicklung analysiert. Zur Messung der Berichterstattung zur Konjunktur werden zwei Datenreihen verwendet: ein auf Zeitungsberichten basierender Rezessionsindex für Deutschland und eine Zeitreihe des Media-Tenor-Institutes, die qualitative Informationen zur allgemeinen Berichterstattung über die wirtschaftliche Lage in Deutschland aus Printmedien und Fernsehnachrichten aggregiert. Für die quantitativen Prognosen der BIP-Wachstumsraten werden bivariate vektorautoregressive (VAR-)Modelle eingesetzt. Ein Vergleich mit dem ifo Geschäftsklimaindex zeigt, dass die auf Medienberichte basierenden Indikatoren durchaus Prognosequalitäten für reale gesamtwirtschaftliche Entwicklungen aufweisen können.

Die Analyse der konjunkturellen Entwicklung und deren Auswirkungen auf den Alltag der Bevölkerung nehmen in den Medien einen immer größeren Raum ein. Im Rahmen ihrer Konjunkturberichterstattung verarbeiten Zeitungs-, Rundfunk- und Internetredaktionen dabei nicht nur die offiziellen nationalen Statistiken, wie beispielsweise die Veröffentlichungen zur volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung des Statistischen Bundesamtes. Journalisten nutzen vielmehr eine große Anzahl an Informationen aus unterschiedlichen Quellen, die sie dann zu ihrem Bild über die aktuelle konjunkturelle Lage verdichten. Neben klassischen monatlichen Konjunkturindikatoren, wie dem ifo Geschäftsklimaindex, der Industrieproduktion oder den Auftragseingängen in der Industrie, gehen insbesondere Meldungen aus den Geld- und Finanzmärkten oder die aktuellen Geschehnisse an den Rohstoff- und Devisenmärkten in die Berichterstattung über die wirtschaftliche Entwicklung mit ein. Auch die konjunkturelle Lage wichtiger Handelspartner oder Pressemitteilungen und Veröffentlichungen großer Konzerne und Branchenverbände sowie Umfragen unter den Konsumenten beeinflussen das Bild, welches der Öffentlichkeit bezüglich der wirtschaftlichen Entwicklung vermittelt wird. So ist im Zuge der US-Finanz- und Immobilienkrise seit Sommer 2007 die Anzahl der Berichte in deutschen Zeitungen über eine mögliche Rezession in den Vereinigten

Staaten und deren Auswirkungen auf Deutschland stark angestiegen.

Abstrakt ausgedrückt »aggregieren« Journalisten alle verfügbaren Informationen und berichten, je nach Stärke und Richtung der vernommenen Signale, vermehrt über einen erwarteten oder tatsächlichen Auf- oder Abschwung. Vergleichbar mit einem Composite Indicator verdichtet die Medienberichterstattung eine Vielzahl von Informationen über die konjunkturelle Entwicklung. Die Idee, dass Medienberichte somit selbst als Indikator der realen Konjunktur dienen können und dieser unter Umständen sogar vorlaufen, liegt auf der Hand. So ist es vorstellbar, die Medienberichterstattung als Prognoseinstrument zu verwenden, entweder um Rezessionswahrscheinlichkeiten abzuschätzen oder um den Verlauf makroökonomischer Aggregate (wie z.B. des Bruttoinlandsproduktes) vorherzusagen.

Ziel dieser Studie ist es, Indikatoren, die auf Basis der Medienberichterstattung generiert werden, bezüglich ihrer Eigenschaft als Prognoseinstrumente der konjunkturellen Entwicklung zu untersuchen. Eine zentrale Frage ist in diesem Zusammenhang, wie die Medienberichterstattung zur Konjunktur überhaupt zu messen ist. Zwei Datenreihen werden hier verwendet: Nach dem Vorbild der Zeitschrift *The Economist* (vgl. *The Economist* 2001a; 2001b) wird ein auf Zeitungsberichten basierender Rezessionsindex für Deutschland generiert und auf seine Eignung für die Schätzung von Rezessionswahrscheinlichkeiten mit-

* Jan Grossarth-Maticek ist Mitarbeiter bei der Frankfurter Allgemeinen Zeitung.

tels Probit-Modellen untersucht (vgl. Estrella 1998). Dieser R-Wort-Indikator misst, in wie vielen Zeitungsartikeln pro Quartal das Wort »Rezession« verwendet wird. Des Weiteren wird eine Zeitreihe des Media-Tenor-Institutes, die qualitative Informationen zur allgemeinen Berichterstattung über die wirtschaftliche Lage in Deutschland aus Printmedien und Fernsehnachrichten aggregiert, auf ihre Prognosefähigkeit in Bezug auf die Wachstumsraten des realen Bruttoinlandsproduktes evaluiert. Für die quantitativen Prognosen der BIP-Wachstumsraten werden bivariate vektorautoregressive (VAR) Modelle eingesetzt.

Beschreibung der Medienindikatoren

Der R-Wort-Indikator

Der R-Wort-Indikator (R-Word Index) basiert auf einer Idee der Zeitschrift *The Economist*, die seit Anfang der neunziger Jahre die Anzahl der Artikel in den beiden einflussreichen Zeitungen *New York Times* und *Washington Post* aufsummiert, die das Wort »Recession« enthalten. Die Zeitschrift vermarktet den R-Wort-Indikator als alternativen Indikator zur Messung der gesamtwirtschaftlichen Aktivität, welcher insbesondere für die frühzeitige Identifikation konjunkturelle Wendepunkte geeignet erscheint. Als Folge der Immobilien- und Finanzkrise zeigt der Index seit Jahresmitte 2007 einen deutlichen Anstieg und liegt zu Beginn des Jahres 2008 auf dem höchsten Stand seit 2001 (vgl. *The Economist* 2008). Diese starke Zunahme deutet somit eine merklich gestiegene Rezessionswahrscheinlichkeit an.

Für Deutschland ermittelte die HypoVereinsbank im Laufe der letzten großen Rezession einen vergleichbaren Indikator (vgl. HypoVereinsbank 2002), der jedoch seit mehreren Jahren nicht mehr Grundlage für aktuelle Publikationen war. In wissenschaftlichen Studien zur Prognose der realwirtschaftlichen Entwicklung schnitt dieser Indikator im Vergleich zu anderen Konjunkturindikatoren stets le-

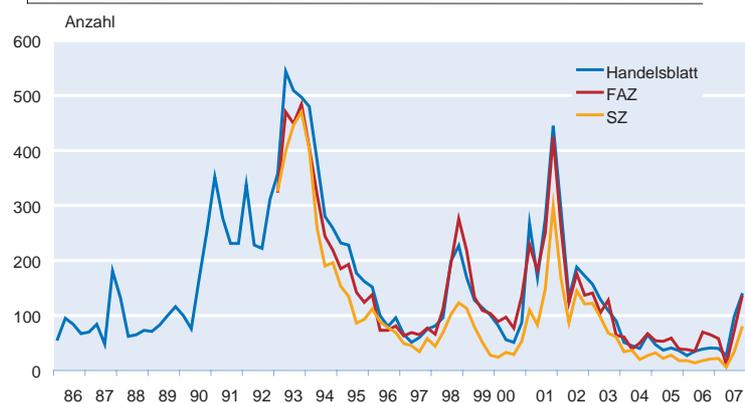
diglich unterdurchschnittlich ab (vgl. Breitung und Jagodzinski 2001; Kholodilin und Siliverstovs 2006). Als Grund hierfür kann jedoch ein für diese Zeitreihe ungeeignetes Studiendesign angeführt werden.¹ In der vorliegenden Studie wird ein R-Wort-Indikator für Deutschland konstruiert, in geeigneten Modellen für die Prognose konjunktureller Schwächephasen eingesetzt und mit konkurrierenden Indikatoren verglichen.

Die Zeitreihe wird mit einfachen Abfragen im kostenlosen Online-Pressearchiv www.genios.de für das Handelsblatt, eine der führenden überregionalen Wirtschaftszeitungen, sowie die beiden größten überregionalen Tageszeitungen *Frankfurter Allgemeine Zeitung (FAZ)* und *Süddeutsche Zeitung (SZ)* generiert. Der Methodik des *The Economist* folgend, wird täglich für jede der Zeitungen die Anzahl der Artikel aufsummiert, die das Wort »Rezession« enthalten. Unter Berücksichtigung der Frequenz der Zielvariablen werden die Daten dann zu Quartalswerten aggregiert. Auf eine Erscheinungstagsbereinigung wird wegen des bereits relativ hohen Aggregationsniveaus verzichtet. Da »Rezession« im Gegensatz zu »Aufschwung« oder auch »Stagnation« ein rein konjunkturbezogener Fachterminus ist, werden keine zusätzlichen Sucheinschränkungen gewählt, wie etwa eine Beschränkung der Abfrage auf einzelne Ressorts. Auch auf eine Beschränkung auf Artikel, die sich mit Deutschland befassen, wurde verzichtet, da auch wirtschaftliche Entwicklungen, z.B. Rezessionen in anderen Volkswirtschaften wie den USA, über vielfältige Handelsverflechtungen Auswirkungen auf die exportabhängige deutsche Wirtschaft haben.

Wie Abbildung 1 zeigt, wird das Wort Rezession im Zeitablauf von den berücksichtigten Zeitungen in einer sehr ähnlichen, über die Zeit stark variierenden Häufigkeit verwendet. Interessant ist dabei, dass aktuell, im vierten Quartal 2007, die Anzahl der Berichte, die das Wort Rezession enthalten, in den drei betrachteten Zeitungen mit insgesamt 350 auf den höchsten Stand seit der letzten Abschwungsphase 2003

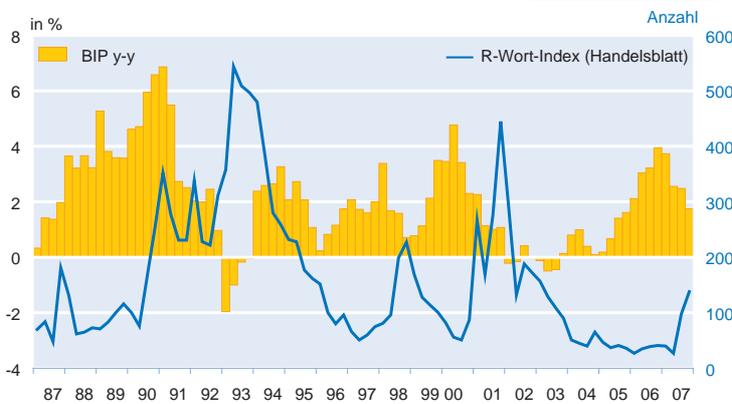
¹ Breitung und Jagodzinski (2001) testen die Prognoseeigenschaften des R-Wort-Indikators der HypoVereinsbank unter einer Reihe alternativer Konjunkturindikatoren. Die Wachstumsrate der Industrieproduktion stellt dabei die Referenzvariable dar. Die Autoren kommen zu dem Ergebnis dass der R-Wort-Indikator der Zielzeitreihe um zwei Monate nachläuft und somit als ungeeignet zur Prognose der Industrieproduktion erscheint. Die Autoren führen das schwache Abschneiden des Indikators darauf zurück, dass dieser aufgrund seiner Konstruktion eher zur Prognose eines breiteren makroökonomischen Aggregats wie der Wachstumsraten des realen BIP geeignet erscheint. Kholodilin und Siliverstovs (2006) setzen den R-Wort-Indikator zur Prognose der BIP-Wachstumsraten ein und schließen ebenso auf eine unterdurchschnittliche Prognosegüte des Indikators. Jedoch kann dies wohl erneut auf die Auswahl der Zielvariable zurückgeführt werden, da sich der Indikator wie oben beschrieben insbesondere für die Prognose von Rezessionswahrscheinlichkeiten in Binary Choice Modellen anbietet.

Abb. 1
Nennung des Worts Rezession in den drei Tageszeitungen, 1986–2007



Quelle: Aufstellung der Autoren.

Abb. 2
R-Wort-Index und Wachstumsraten des realen BIP, 1987–2007



Quelle: Handelsblatt; Aufstellung der Autoren.

gestiegen ist. Diese Entwicklung ist vergleichbar mit der des Indikators des The Economist und spiegelt die gestiegene Unsicherheit und Spekulationen über die internationalen Auswirkungen der US-Finanz- und Immobilienkrise wider.

Die Korrelationskoeffizienten der Einzelzeitreihen zueinander liegen über 0,95. Während die FAZ und die SZ erst seit 1993 im Online-Archiv erfasst sind, liegt das Handelsblatt bereits seit 1986 vollständig in elektronischer Form vor und kann somit für diesen gesamten Zeitraum als Datenbasis genutzt werden. Aufgrund der längeren Verfügbarkeit sowie der hohen Korrelation zu den beiden anderen Zeitreihen wird deshalb ausschließlich das Handelsblatt zur Konstruktion des R-Wort-Indikators in dieser Studie herangezogen. Hierdurch unterscheidet sich der verwendete R-Wort-Indikator von dem der HypoVereinsbank, der neben dem Handelsblatt zusätzlich die FAZ als Datenquelle berücksichtigt. Schon ein erster graphischer Vergleich des generierten R-Wort-Index mit den Jahreswachstumsraten des realen BIP zeigt, dass die Anzahl der Artikel, die das Wort Rezession enthalten, in Zeiten konjunktureller Schwäche deutlich ansteigt (vgl. Abb. 2). Bemerkenswert erscheint, dass der Indikator schon im Vorfeld von Phasen wirtschaftlicher Stagnation oder negativer Wachstumsraten wie 1992 und 2001 deutlich ausschlägt und sich somit als Indikator zur Prognose von Rezessionswahrscheinlichkeiten anbietet. Demgegenüber scheint der R-Wort-Index, wie zu erwarten, zur Prognose der Wachstumsraten des realen BIP weniger geeignet, da er in Zeiten wirtschaftlichen Aufschwungs eine zu geringe Dynamik aufweist.

Media-Tenor-Index

Neben dem R-Wort-Index wird in der vorliegenden Studie der Media-Tenor-Indikator auf seine Prognosegüte evaluiert. Dieser Index

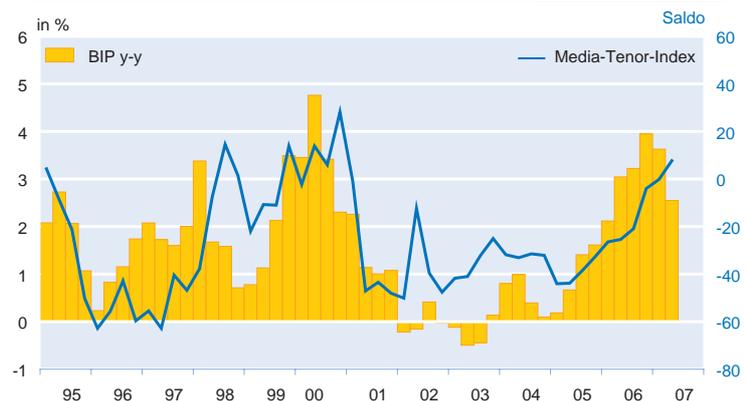
wird durch eine Inhaltsanalyse des Forschungsinstitutes Media Tenor erhoben. Fernsehnachrichten und Presseberichte werden dafür bezüglich ihrer Aussage zur gesamtwirtschaftlichen Lage in Deutschland seit 1995 in drei Kategorien eingeordnet: insgesamt positiv, neutral oder negativ. Der Index wird dann als prozentualer Saldo aus positiven und negativen Berichten ermittelt. Datenbasis sind wöchentliche Nachrichtenmagazine wie der Spiegel und der Focus sowie TV Abendnachrichtensendungen wie die Tagesschau, das Heute Journal und RTL aktuell und die Tageszeitungen SZ, FAZ, Die Welt und Frankfurter Rundschau. Der Indikator wird laufend aktualisiert und liefert somit tagesaktuellen Informationsgehalt zur wirtschaftlichen Lage in Deutschland. Im Hinblick auf die Frequenz der

zu prognostizierenden Zielvariablen wird der Indikator im Rahmen dieser Studie durch arithmetische Mittelung auf Quartalswerte aggregiert. Der Media-Tenor-Indikator kann als rein qualitativer Indikator betrachtet werden, der lediglich die Qualität bzw. Stimmung von Medienberichten misst, die Häufigkeit einer Meldung jedoch nicht berücksichtigt. Somit unterscheidet sich der Indikator fundamental von dem oben beschriebenen R-Wort-Index, der als rein quantitative Messzahl lediglich die Häufigkeit eines Schlüsselwortes erfasst, den jeweiligen Zusammenhang, in dem der Begriff gebraucht wird, jedoch ausblendet.

Die Daten von Media Tenor wurden bisher nicht zur Prognose makroökonomischer Aggregate eingesetzt. Ein graphischer Vergleich des Media-Tenor-Index mit den Jahreswachstumsraten des realen BIP (vgl. Abb. 3) zeigt eine hohe Korrelation an (Korrelationskoeffizient = 0,55).

Der Gleichlauf der beiden Zeitreihen deutet an, dass der Media-Tenor-Indikator für die Prognose der Wachstumsraten des

Abb. 3
Media-Tenor-Index und Wachstumsraten des realen BIP, 1995–2007



Quelle: Media Tenor; Aufstellung der Autoren.

realen Bruttoinlandsprodukts im Rahmen eines vektorautoregressiven Systems sinnvoll eingesetzt werden könnte.

Modelle

Wie Abbildung 2 verdeutlicht, zeigt der R-Wort-Indikator Phasen wirtschaftlicher Schwäche durch frühzeitige Ausschläge deutlich an, weist insgesamt jedoch lediglich eine geringe negative Korrelation zur Wachstumsrate des Bruttoinlandsprodukts auf (Korrelationskoeffizient = -0,16). Aufgrund dieser Eigenschaft erscheint der Indikator insbesondere für den Einsatz als Regressor in Binary Choice Modellen geeignet, um Rezessionswahrscheinlichkeiten zu prognostizieren oder Wendepunkte im Konjunkturzyklus anzuzeigen, weniger jedoch um die explizite Entwicklung des realen BIP, also die Quartalswachstumsraten, im Rahmen von vektorautoregressiven Systemen quantitativ vorherzusagen.

Demgegenüber zeigt der Media-Tenor-Indikator in sämtlichen Phasen des Konjunkturzyklus eine hohe Korrelation zur gewählten Referenzreihe (vgl. Abb. 3). Daher erscheint diese Variable im Gegensatz zum R-Wort-Indikator besser für den Einsatz zur Prognose der Wachstumsraten der Zielzeitreihe im Rahmen von VAR-Modellen geeignet. Im Folgenden werden die in dieser Studie eingesetzten Prognosemodelle kurz beschrieben.

Probit-Modelle

Probit-Modelle werden wie Logit-Modelle der Klasse der »Binary Choice«-Modelle zugerechnet, in denen für die zu erklärende Variable lediglich zwei unterschiedliche Merkmalsausprägungen zugelassen sind, sie also beispielsweise ausschließlich die Werte 0 und 1 annehmen kann. Im Fall von Modellen zur Beschreibung der Rezessionswahrscheinlichkeit wird dem Regressanten zu Zeitpunkten, in denen eine Rezession diagnostiziert wird, ein Wert von 1 zugeordnet, während ihm zu allen weiteren Phasen ein Wert von 0 zugeschrieben wird.

$$(1.1) \quad y_t = \begin{cases} 1, & \text{falls eine Rezession zum Zeitpunkt } t \text{ eintritt} \\ 0, & \text{sonst} \end{cases}$$

Die rechte Seite der Modellgleichung muss folglich so transformiert werden, dass der resultierende Wertebereich auf ein geschlossenes Intervall zwischen 0 und 1 beschränkt ist. Sowohl die logistische Verteilungsfunktion (Logit-Modelle) als auch die Normalverteilung (Probit-Modelle) sind Funktionsvorschriften, welche die geforderten Eigenschaften erfüllen. Beide Funktionen gewährleisten einen Modelloutput, der unabhängig vom Wert der Regressoren im geforderten Intervall liegt und somit als Wahrscheinlichkeit dafür interpretiert werden kann, dass die zu erklärende Variable den Wert 1 annimmt.

Da, wie oben beschrieben, dem Regressanten in Zeiten eines konjunkturellen Abschwungs ein Wert von 1 zugeordnet wird, kann der Wert der Modellgleichung folglich als Wahrscheinlichkeit für den Eintritt einer Rezession interpretiert werden.

Allgemein wird bei »Binary Choice«-Modellen davon ausgegangen, dass die zu erklärende Variable y_t dann den Wert 1 annimmt, wenn eine dahinter liegende unbeobachtete Variable y_t^* einen bestimmten Schwellenwert s überschreitet. Für die latente Variable y_t^* wird beispielsweise folgendes lineare Modell unterstellt:

$$(1.2) \quad y_t^* = \alpha + x_t' \beta + \varepsilon_t \quad \text{mit } \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$$

Für die beobachtete binäre Variable y_t gilt:

$$(1.3) \quad y_t = \begin{cases} 1, & \text{falls } y_t^* > s \\ 0, & \text{sonst} \end{cases}$$

Solange der Fehlerterm ε_t einer symmetrischen Verteilung folgt, kann Gleichung (1.2) in folgenden Wahrscheinlichkeiten ausgedrückt werden:

$$(1.4) \quad P(y_t = 1 | x_t) = P\left(\frac{\varepsilon_t}{\sigma} > \frac{s - x_t' \beta}{\sigma}\right) = 1 - F\left(\frac{s - x_t' \beta}{\sigma}\right) \\ P(y_t = 0 | x_t) = P\left(\frac{\varepsilon_t}{\sigma} \leq \frac{s - x_t' \beta}{\sigma}\right) = F\left(\frac{s - x_t' \beta}{\sigma}\right)$$

Unter der Annahme eines Schwellenwertes von 0 und einer Varianz der Störterme von 1 kann die Wahrscheinlichkeit, dass die beobachtbare Variable den Wert 1 annimmt, geschrieben werden als:

$$(1.5) \quad P(y_t = 1) = P(y_t^* > 0) = P(x_t' \beta + \varepsilon_t > 0) = 1 - P(\varepsilon_t \leq -x_t' \beta) = 1 - F(-x_t' \beta) = F(x_t' \beta)$$

Dieser Wert entspricht folglich der Wahrscheinlichkeit, dass in Periode t eine Rezession eintritt. Der Koeffizientenvektor wird im Rahmen von »Binary Choice«-Modellen mittels Maximum Likelihood geschätzt. Hierbei wird β so gewählt, dass die Wahrscheinlichkeit, mit der der vorliegende Datensatz reproduziert wird, maximal ist.

Um prognostizieren zu können, ob in der folgenden Periode $t + h$ eine Rezession auftritt, wird das Probit-Modell mit um h -Perioden verzögerten Regressoren geschätzt. Der

Wert h bezeichnet dabei die so genannte Lead-Länge des jeweils eingesetzten Frühindikators, gibt also an, um wie viele Periode der Indikator der Zielzeitreihe voraus läuft.

(1.6)

$$P(y_t = 1) = P(y_t^* > 0) = P(x_{t-h}'\beta + \varepsilon_t > 0) = F(x_{t-h}'\beta)$$

Der optimale Wert für h kann für die einzelnen Indikatoren mittels Korrelationsanalyse sowie anhand alternativer In-Sample-Maße zur Beurteilung der Modellgüte ermittelt werden.

VAR-Modelle

Allgemein können VAR-Modelle in reduzierter Form folgendermaßen dargestellt werden:

(1.7)

$$Y_t = \mu + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

wobei Y_t den Vektor der endogenen Variablen, A_i die Matrizen der Koeffizienten ($i=1, \dots, p$), μ den Vektor der deterministischen Terme – beispielsweise eine Konstante und einen linearen Trend – und ε_t den Vektor der Störterme bezeichnet. Das wesentliche Merkmal von VAR-Modellen ist die Aufhebung der arbiträren Unterscheidung zwischen exogenen und endogenen Variablen. Neben der Auswahl der Modellvariablen ist in VAR-Systemen insbesondere die Anzahl und Struktur der berücksichtigten Verzögerungen p von Bedeutung.

Für die Festlegung der Lag-Länge werden zumeist Informationskriterien herangezogen, die an der Log-Likelihood-Funktion anknüpfen. Die Aufnahme zusätzlicher Lags führt notwendigerweise zu einer Verbesserung des Likelihood-Wertes; allerdings nehmen dadurch die Freiheitsgrade ab, so dass die Präzision der Regression nachlässt. Die Informationskriterien belegen daher die Aufnahme zusätzlicher Regressoren mit einem Strafterm, wobei dieser je nach Informationskriterium unterschiedlich ist. Die gebräuchlichsten Informationskriterien sind das Bayesianische Kriterium (BIC) und das Akaike Kriterium (AIC), die folgendermaßen definiert sind:

(1.8)

$$BIC = -2 \ln L(\hat{\theta}) + K \log(T)$$

$$AIC = -2 \ln L(\hat{\theta}) + 2K$$

wobei $\hat{\theta}$ der geschätzte Parametervektor ist, $\ln L(\hat{\theta})$ den maximierten Wert der Likelihood-Funktion und K die Anzahl der endogenen Variablen darstellt. T beschreibt die Anzahl der Beobachtungen.

Die τ -Schritt Prognose eines VAR-Modells wird durch ein rekursives Verfahren erstellt:²

(1.9)

$$Y_{T+\tau}^p = \hat{A}_1 Y_{T+\tau-1} + \dots + \hat{A}_p Y_{T+\tau-p}$$

\hat{A}_i mit $i = 1, \dots, p$ sind die geschätzten Koeffizienten des VAR-Modells. Für $\tau = 1$ ergibt sich die Prognose durch das Einsetzen der beobachteten Werte (statische Prognose). Für die weiter in der Zukunft liegenden Prognoseschritte werden die bereits prognostizierten Werte rekursiv herangezogen (dynamische Prognosen).

Definition der Zielzeitreihen

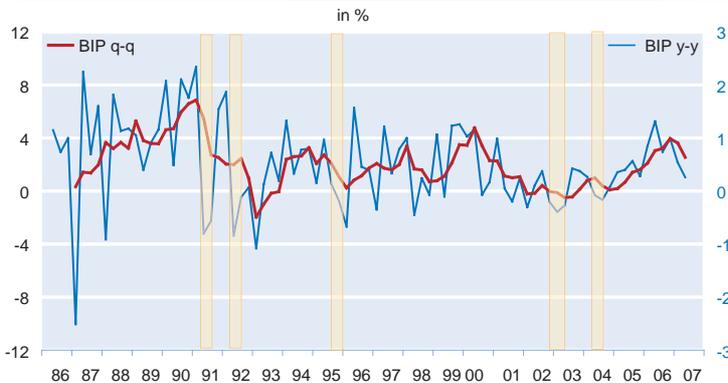
Rezessionen für Probit-Modelle

Im Rahmen der in dieser Studie eingesetzten Probit-Modelle zur Beschreibung der Rezessionswahrscheinlichkeit werden für die zu erklärende Variable lediglich zwei unterschiedliche Merkmalsausprägungen zugelassen. So wird dem Regressanten zu Zeitpunkten, in denen eine Rezession diagnostiziert wird, ein Wert von 1, zu allen weiteren Phasen ein Wert von 0 zugeordnet. Eine entscheidende Bedeutung kommt im Rahmen dieser Analyse somit der exakten Definition und Identifikation der Rezessionszeitpunkte zu. In der Literatur haben sich eine Reihe unterschiedlicher Definitionen von Rezessionen etabliert, die zu stark voneinander abweichenden Ergebnissen führen können. Die klassische Definition diagnostiziert eine Rezession, sobald mindestens in zwei Quartalen in Folge eine negative Quartalswachstumsrate beobachtet wird. Abbildung 4 zeigt die resultierenden Rezessionsdatierungen zusammen mit der zugrunde liegenden Quartalswachstumsrate des realen BIP sowie der Wachstumsrate gegenüber dem Vorjahr, welche den zyklischen Verlauf der konjunkturellen Entwicklung plausibel abbildet. Da das Quartalswachstum deutlich volatiler verläuft als die Jahreswachstumsraten, werden im Zeitraum von 1986 bis 2007 fünf Rezessionen diagnostiziert, die jeweils lediglich eine Dauer von zwei bis drei Quartalen haben. Aufgrund der Kürze dieser Zeiträume sowie der relativen Häufigkeit erscheint diese Methode zur Diagnose von Rezessionen für Deutschland weniger geeignet.

Alternative Definitionen umfassen negative Abweichungen der Wachstumsraten vom langfristigen Trendwachstum, auch als »Wachstumsrezession« bezeichnet, sowie den etwas allgemeiner formulierten Ansatz des National Bureau of Economic Research (NBER), welches eine Rezession als einen breiten, die Mehrzahl der Sektoren betreffenden Rückgang der gesamtwirtschaftlichen Aktivität bezeichnet, der in den USA ty-

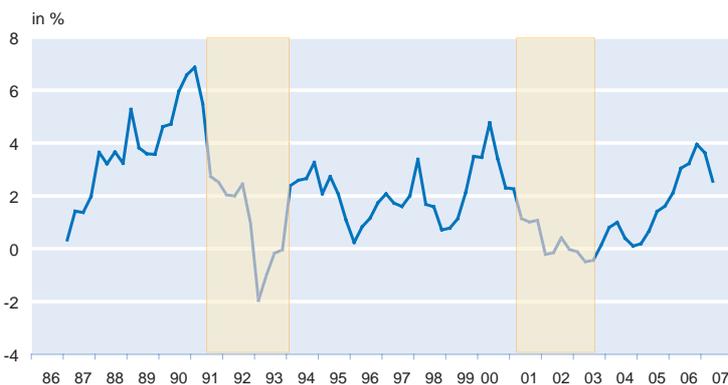
² Für die Prognose wird der Störterm durch seinen Erwartungswert, der den Wert 0 annimmt, ersetzt.

Abb. 4
Rezessionsdatierungen, Jahres- und Quartalswachstumsraten des realen BIP, 1986–2007



Quelle: Darstellung der Autoren.

Abb. 5
Vom ECRI identifizierte Rezessionszeiträume und Jahreswachstumsraten des realen BIP, 1986–2007



Quelle: ECRI; Darstellung der Autoren.

pischerweise eine Dauer zwischen einem halben und einem Jahr aufweist. Das Economic Cycle Research Institute (ECRI) identifiziert Rezessionen für eine Vielzahl von Ländern, inklusive Deutschland, und folgt dabei dem Ansatz des NBER. Abbildung 5 zeigt die vom ECRI identifizierten Rezessionszeiträume im Vergleich zur Jahreswachstumsrate des realen BIP.

Gemessen an der Jahreswachstumsrate des realen BIP bilden die mittels des ECRI-Ansatzes diagnostizierten Rezessionen die konjunkturelle Entwicklung der deutschen Volkswirtschaft besser ab als die oben beschriebene klassische Definition einer konjunkturellen Schwächeperiode. Auch um eine Vergleichbarkeit mit ähnlichen Untersuchungen zu gewährleisten, wird in der vorliegenden Studie der Ansatz des NBER bzw. des ECRI zur Identifikation der Rezessionszeiträume angewendet.

Wachstumsraten für VAR-Modelle

Für die Messung der konjunkturellen Dynamik des realen BIP werden in der Regel Veränderungsdaten verwendet. Un-

terschieden werden dabei Wachstumsraten gegenüber dem Wert des Vorjahres und – falls die Niveauwerte in saison- und kalendertagsbereinigter Form vorliegen – Wachstumsraten gegenüber dem Wert des Vorquartals. Die Darstellung der Verläufe der Wachstumsraten in Abbildung 4 macht deutlich, dass die Wachstumsraten gegenüber der Vorperiode für das deutsche saisonbereinigte reale BIP eine sehr hohe Volatilität zeigen und optisch kaum eine regelmäßige Struktur erkennen lassen, während das zyklische Muster der Konjunktur in den Wachstumsraten gegenüber dem Vorjahresquartal deutlich erkennbar wird. Für die Analyse der Prognoseeigenschaften der Media-Tenor-Zeitreihe beschränkt sich die Analyse deshalb, und auch aufgrund der höheren Korrelation (vgl. Abb. 3), auf die Wachstumsraten des realen BIP gegenüber dem Vorjahresquartal als Zielgröße.³

Gütemaße

Für die Beurteilung der Prognosegüte des R-Wort-Indikators sowie der Media-Tenor-Zeitreihe werden in der vorliegenden Studie sowohl In-Sample- als auch Out-of-Sample-Maße verwendet. Um die Güte der generierten Indikatoren auch relativ einordnen zu können, werden zusätzlich jeweils sinnvolle Benchmark-Indikatoren bzw. -Modelle verwendet, die sich zwischen den Probit-Modellen (mit dem Ziel der Prognose von Rezessionswahrscheinlichkeiten) und den VAR-Modellen (die auf die Vorhersage expliziter Wachstumsraten abzielen) unterscheiden.

Gütemaße für Probit-Modelle

Aufgrund der Unbeobachtbarkeit der latenten Variablen, und demzufolge auch der resultierenden Modellresiduen, kann im Rahmen von »Binary Choice«-Ansätzen nicht auf ein echtes Analogon zum R²-Gütemaß der linearen Regression zu-

³ Auch deutet eine Analyse der Zeiteiheneigenschaften der beiden Wachstumsraten auf eine einfachere Modellierbarkeit der Wachstumsraten gegenüber dem Vorjahresquartal hin. Die Autokorrelations- (AC) und Partielle Autokorrelationsfunktion (PAC) der Quartalswachstumsraten lassen auf einen so genannten »White Noise«-Prozess schließen, es sind also keine signifikanten Autokorrelationsstrukturen erkennbar, die für eine univariate Modellierung genutzt werden könnten. Aufgrund dieser Eigenschaft ist die beste Prognose eines »White Noise«-Prozesses sein Erwartungswert, so dass komplexere univariate Modelle nicht sinnvoll erscheinen. Die Wachstumsraten gegenüber dem Vorjahresquartal weisen hingegen eine klarere Zeitreihenstruktur auf. Während die Werte der AC-Funktionen exponentiell abnehmen, bricht die PAC-Funktion nach dem ersten Lag ab und ist für alle folgenden Verzögerungen insignifikant. Dies ist das klassische Muster zur Identifikation eines AR(1)-Prozesses.

rückgegriffen werden. Vielmehr werden so genannte »Prediction/Realization Tables« zur Evaluation der Modellgüte herangezogen. Diese Tabellen stellen dar, wie häufig ein Wert der abhängigen Variablen von 1 (also im vorliegenden Fall der Eintritt einer Rezession) aus dem geschätzten Modell heraus korrekt prognostiziert wird. Problematisch an dieser Methode der Gütemessung ist jedoch, dass Prognosen, deren Wahrscheinlichkeitswert einen vorgegebenen Schwellenwert übersteigt, jeweils die gleiche Bedeutung beigemessen wird, unabhängig davon wie hoch der Wahrscheinlichkeitswert absolut ist. Ein zusätzliches Problem des Verfahrens liegt darin, dass Probit-Modelle per Konstruktion stets denjenigen Zustand am besten beschreiben, der am häufigsten eintritt. Im vorliegenden Fall führt dies dazu, dass Rezessionszeitpunkte aufgrund ihrer relativen Seltenheit vom spezifizierten Modell schlechter vorhergesagt werden. Ein alternativer Ansatz zur Beurteilung der Modellgüte von »Binary Choice«-Modellen basiert auf dem Vergleich der Log-Likelihood-Werte des spezifizierten Modells mit den Log-Likelihood-Werten eines Modells, welches lediglich eine Konstante als Regressor beinhaltet. Die bekannteste Gütefunktion dieser Art geht auf McFadden (1974) zurück und berechnet sich wie folgt:

(2.1)

$$R_{McFadden}^2 = 1 - \frac{\ln(L_u)}{\ln(L_r)}$$

wobei $\ln(L_u)$ die Log-Likelihoodfunktion des unrestringierten Modells, also des Modells mit den zu testenden Indikatoren bezeichnet und $\ln(L_r)$ die Log-Likelihoodfunktion des restringierten Modells darstellt. Analog zum R^2 -Gütemaß der linearen Regression liegen die Werte im Intervall zwischen 0 und 1. Der resultierende Wert macht jedoch keinerlei Aussage über die Modellanpassung. Er zeigt lediglich, wie stark sich die Likelihood-Werte voneinander unterscheiden, und macht somit eine Aussage über den Informationsgehalt, der in den verwendeten Indikatorvariablen bezüglich der Zielvariablen enthalten ist. Alternativ kann das Verfahren auch als Test auf gemeinsame Signifikanz der erklärenden Variablen interpretiert werden (vgl. Likelihood-Ratio-Test). Estrella (1998) schlägt eine modifizierte Variante des Pseudo R^2 -Tests vor, die eine höhere Trennschärfe gewährleistet:

(2.2)

$$R_{Estrella}^2 = 1 - \left(\frac{\ln(L_u)}{\ln(L_r)} \right)^{-(2/N)\ln(L_r)}$$

Um die Qualität der spezifizierten Modelle für die tatsächliche Prognose der Rezessionswahrscheinlichkeit in der kommenden Periode zu evaluieren, wird zusätzlich die Out-of-Sample-Güte der Modelle evaluiert. Im Gegensatz zur In-

Sample-Analyse wird dabei nicht die gesamte Information des Datensamples für die Schätzung genutzt. Vielmehr werden im Rahmen der Modellschätzung die letzten T Perioden ausgespart und dann mittels der jeweiligen Indikatorwerte als h-Schritt Vorhersagen in einem rekursiven Ansatz prognostiziert. Die Beurteilung der Güte einer derartigen Pseudo-out-of-Sample-Prognose kann dann erneut mittels der beschriebenen »Prediction/Realization Table« sowie mittels des Out-of-Sample-RMSE erfolgen. Der RMSE einer h-Schritt-Prognose in einem rekursiven Prognoseansatz über T-Prognoseschritte berechnet sich dabei als:

(2.3)

$$RMSE_h = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\hat{p}_t - REC_{t,t+h})^2}$$

\hat{p}_t steht für die, zum Zeitpunkt t prognostizierte Wahrscheinlichkeit einer Rezession im Zeitraum t bis t+h, repräsentiert $REC_{t,t+h}$ die zugehörigen realisierten Werte der binär kodierten Rezessionszeitreihe und T und h bezeichnen die Anzahl der generierten Prognosen sowie den Prognosehorizont.

Gütemaße für VAR-Modelle

VAR-Modelle zielen insbesondere darauf ab, die dynamischen Wechselbeziehungen zwischen Variablen eines Systems abzubilden, weniger jedoch direkte Kausalitäten zu erklären. Aus diesem Grund stellt das R^2 -Gütemaß der linearen Regression auch für VAR-Modelle ein wenig geeignetes Maß zur Beurteilung der Modellgüte dar. Als gängiges In-Sample-Instrumentarium hat sich demgegenüber die Granger-Kausalität etabliert. Eine Variable x_t gilt dann als Granger-kausal für eine Variable y_t , wenn die Erklärungskraft eines autoregressiven Ansatzes für y_t durch die Aufnahme verzögerter Werte von x_t erhöht werden kann. Das Konzept setzt an der zeitlichen Folge von Ursache und Wirkung an. Als notwendige Bedingung für eine Ursache-Wirkungs-Kette gilt dabei, dass die Ursache der Wirkung zeitlich stets vorausgeht. Der Test auf Nicht-Granger-Kausalität entspricht somit einem Test auf Null-Restriktionen für bestimmte Koeffizienten. In einem F-Test wird dabei die gemeinsame Signifikanz der verzögerten Werte von x_t getestet.

Für die Beurteilung der Out-of-Sample-Prognosegüte von VAR-Modellen wird die Wurzel des mittleren quadratischen Prognosefehlers (RMSE) herangezogen, der sich bei h-Schritt-Prognosen in einem T Perioden umfassenden rekursiven Prognoseansatz wie folgt berechnet:

(2.4)

$$RMSE_h = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\hat{y}_{t+h|t} - y_{t+h})^2}$$

Der RMSE berechnet sich folglich auf Basis der einzelnen Prognosefehler, also der Differenz aus den prognostizierten Werten und den tatsächlichen Werten der Zielvariablen. Da die Prognosefehler sowohl positive als auch negative Werte annehmen können, werden über einen bestimmten Zeitraum hinweg die quadrierten Differenzen zur Berechnung des Gütemaßes verwendet. Mit Hilfe des RMSE können dann verschiedene Prognosen für eine Zielvariable miteinander verglichen werden. Je höher der RMSE einer Prognose ausfällt, umso geringer ist die Güte der Vorhersage.

Die relative Qualität eines Prognosemodells zu anderen Modellen lässt sich anhand des Theilschen Ungleichheitskoeffizienten überprüfen. Der Wert von Theil's U berechnet sich dabei aus dem Verhältnis zwischen dem RMSE des Prognosemodells und dem RMSE eines Referenzmodells:

(2.5)

$$\text{Theil's U} = \frac{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\hat{y}_{t+h|t} - y_{t+h})^2}}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\hat{y}_{t+h|t}^{\text{Benchmark}} - y_{t+h})^2}}$$

Als Vergleichsmodell kann hierbei beispielsweise ein AR-Prozess der zu prognostizierenden Variable verwendet werden. Für Werte von Theil's U kleiner (größer) 1 zeigt das spezifizierte Prognosemodell folglich eine bessere (schlechtere) durchschnittliche Prognosequalität als das jeweilige Referenzmodell.

Vergleichsmodelle

Neben der Analyse der absoluten Modellgüte ist der Prognosepraktiker insbesondere an der Prognosequalität eines Modells bzw. Indikators relativ zu konkurrierenden Verfahren interessiert. Neben naiven Prognosen und univariaten Modellen bieten sich im Rahmen der vorliegenden Studie sowohl für die Probit-Modelle zur Schätzung von Rezessionswahrscheinlichkeiten als auch für die VAR-Modelle zur Prognose der Wachstumsraten des realen BIP gegenüber dem Vorjahreszeitraum Benchmark-Modelle an, die auf alternativen Frühindikatoren der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung basieren.

Für die Probit-Analyse wird im Folgenden ein Zinsspread⁴ als Vergleichsindikator verwendet. Solche Spreads werden in zahlreichen empirischen Studien als geeigneter Frühindikator zur Prognose konjunktureller Schwächephasen evaluiert (vgl. etwa Estrella und Mishkin 1997). Für

⁴ Als Zinsspread oder Termspread wird die Differenz zwischen lang- und kurzfristigen Zinsen bezeichnet. In der vorliegenden Studie wurden die Renditen auf zehnjährige Staatsanleihen sowie die dreimonatigen Geldmarktzinsen als Berechnungsgrundlage des Zinsspreads auf Quartalsbasis verwendet.

die VAR-Analyse zur Prognose der Jahreswachstumsraten des realen BIP wird das ifo Geschäftsklima als Vergleichsindikator verwendet. Eine Reihe empirischer Studien bescheinigen dem ifo Geschäftsklima gute Prognoseeigenschaften die konjunkturelle Entwicklung in Deutschland betreffend. Abberger und Wohlrabe (2006) geben einen ausführlichen Überblick über die vielfältige Verwendung des ifo Geschäftsklimas als Konjunkturindikator in der Forschungsliteratur. Für die Umrechnung des auf Monatsbasis veröffentlichten ifo Geschäftsklima in Quartalswerte werden einfache Dreimonatsdurchschnitte verwendet.

Ergebnisse

Probit Modelle

Modellselektion

Für die Untersuchung der Rezessionswahrscheinlichkeiten mittels Probit-Schätzungen wird ein Datensample verwendet, welches einen Zeitraum vom ersten Quartal 1986 bis einschließlich zweitem Quartal 2007 umfasst und somit 86 Beobachtungen beinhaltet. Da das ECRI-Institut seine Rezessionsdatierungen mit einer Zeitverzögerung von bis zu einem Jahr veröffentlicht, wird a priori davon ausgegangen, dass am aktuellen Rand keine Rezession identifiziert wird. Diese Annahme erscheint angesichts des jüngsten konjunkturellen Aufschwungs unproblematisch.

Für die Bestimmung der optimalen Lagstruktur des Probit-Modells wird eine Analyse der Kreuzkorrelationen, das heißt der Korrelationskoeffizienten zwischen den Werten der Zielvariablen und der Indikatorvariablen, herangezogen. Für den R-Wort-Index erreicht der Kreuzkorrelationskoeffizient mit 0,67 seinen maximalen Wert für die kontemporäre Spezifikation. Für den R-Wort-Indikator bietet sich im Rahmen eines Probit-Modells somit eine Spezifikation als gleichlaufender Indikator an. Auch für einen Indikatorvorauslauf von einem Quartal zeigt der Kreuzkorrelationskoeffizient mit 0,61 noch einen als relativ hoch anzusehenden Wert an. Wie Tabelle zeigt, bestätigen alternative In-Sample-Gütemaße der Schätzungen (Mc Faddens R² und Estrellas R²) die gewählten Modellspezifikationen. So zeigen beide Maße den höchsten Wert für die Spezifikation mit dem gleichlaufenden R-Wort-Indikator. Aufgrund dessen wird der R-Wort-Index im Weiteren auf seine Qualitäten als gleichlaufender Indikator zur Prognose von Rezessionswahrscheinlichkeiten untersucht.⁵

⁵ Die erste Schätzung des BIP des abgelaufenen Quartals wird in Deutschland vom Statistischen Bundesamt mit einer zeitlichen Verzögerung von rund zehn Wochen veröffentlicht. Demgegenüber kann der R-Wort-Indikator auf tagesaktueller Basis Informationen über das laufende Quartal liefern, so dass auch die kontemporäre Spezifikation eines Probit-Modells wichtige Rückschlüsse bezüglich des aktuellen Quartals liefert.

Tab. 1
In-Sample-Gütemaße und Kreuzkorrelationen

	R-Wort-Index			Zinsspread		
	h = 2	h = 1	h = 0	h = 2	h = 1	h = 0
Kreuzkorrelation	0,52	0,61	0,67	-0,59	-0,58	-0,54
Mc Faddens R ²	0,23	0,34	0,43	0,33	0,31	0,26
Estrellas R ²	0,27	0,39	0,48	0,38	0,36	0,30

Quelle: Berechnungen der Autoren.

Der Zinsspread erreicht eine maximale Kreuzkorrelation mit der binären Zielvariable bei einem Indikatorvorlauf von zwei Quartalen (-0,59), die Pseudo R²-Maße geben analoge Signale. Aufgrund seiner Struktur ist für den Zinsspread generell eine negative Korrelation mit der Rezessionswahrscheinlichkeit zu erwarten. Das Referenzmodell wird dementsprechend mit einem Indikatorvorlauf von zwei Quartalen modelliert.

In-Sample Ergebnisse

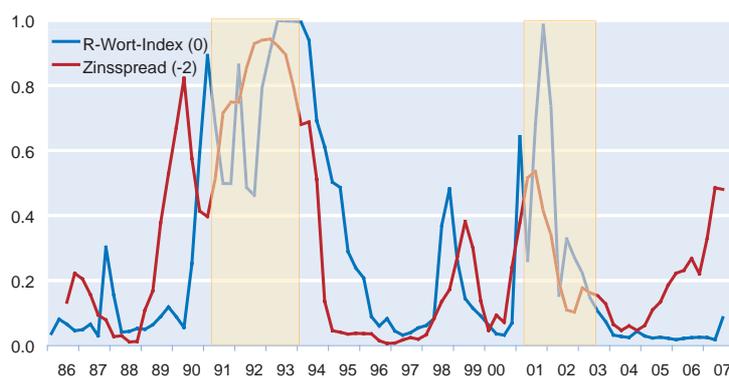
Im ersten Analyseteil wird evaluiert, wie gut der R-Wort-Index ex post zur Prognose von Rezessionen im Vergleich zum gewählten Benchmark-Indikator geeignet ist. Im Rahmen dieses In-Sample-Verfahrens wird dabei der gesamte Datenraum zur Schätzung der Modellparameter verwendet. Abbildung 6 zeigt die auf Basis der geschätzten Probit-Modelle berechneten Rezessionswahrscheinlichkeiten der betrachteten Indikatorvariablen. Die Graphik beschreibt die Prognosen der beiden als optimal identifizierten Modellspezifikationen (dem gleichlaufenden R-Wort-Index und dem um zwei Quartale vorlaufenden Termspread). Für einen Rezessionsindikator ist insbesondere die exakte Identifikation des Beginns einer konjunkturellen Abschwungsphase als Kriterium zur Beurteilung der Güte anzusehen. Der R-Wort-Index zeigt die beiden identifizierten Rezessionen rechtzei-

tig an. Im ersten Quartal 1991, dem ersten Rezessionsdatenpunkt, weist der Indikator eine Rezessionswahrscheinlichkeit von 89,2% aus, während das Benchmarkmodell lediglich einen Wert von 39,6% berechnet und die Rezession somit nicht anzeigt. Auch die Quartale unmittelbar vor Eintritt der ersten Rezession im Untersuchungszeitraum beschreibt der R-Wort-Index zufriedenstellend. Zwar gibt auch er ein zu frühes Signal, indem er bereits für 1990:4 eine Rezessionswahrscheinlichkeit von 59,2% anzeigt. Der Zinsspread schlägt demgegenüber jedoch bereits im vierten Quartal von 1989 aus, also für einen Zeitpunkt mehr als ein Jahr vor dem tatsächlichen Eintritt in die Abschwungsphase. Mit zunehmender Dauer der konjunkturellen Schwächephase scheint die Reliabilität des R-Wort-Indikators dann abzunehmen. Grund hierfür könnte ein gewisser Gewöhnungseffekt der Öffentlichkeit sein, wodurch die Berichtshäufigkeit zum Thema Rezession bei länger anhaltenden Abschwungsphasen zurückgeht bzw. stark schwankt.

Auch der zweite Rezessionszeitraum wird von beiden konkurrierenden Indikatoren gut beschrieben. So erkennt der R-Wort-Index den Beginn der Abschwungsphase rechtzeitig und gibt das erste Signal für das erste Quartal 2001 (64,2%). Demgegenüber zeigt das Benchmark-Modell, gemessen an dem festgelegten Schwellenwert⁶, die Rezession lediglich verspätet an und erreicht über den gesamten Rezessionszeitraum nicht das hohe Niveau der Wahrscheinlichkeitswerte des R-Wort-Index. Der sehr hohe Ausschlag des R-Wort-Index im Laufe dieser Konjunkturschwäche bis hin zu einer angezeigten Rezessionswahrscheinlichkeit von 98,6% für das Quartal 2001:4 lässt sich dabei unter anderem mit den ausgeprägten Spekulationen der Medien über die möglichen negativen wirtschaftlichen Folgen der Terroranschläge vom 11. September 2001 in New York erklären.

Zu Evaluierung der In-Sample-Prognosen werden zudem die in Tabelle 1 beschriebenen Gütemaße herangezogen. Die Gütemaße Mc Faddens R² und Estrellas R² nehmen für die auf dem R-Wort-Index basierenden Modellspezifikationen jeweils höhere Werte als für Modelle, welche den Zinsspread als erklärende Variable beinhalten. In der jeweils besten Modellspezifikation wird für den R-Wort-Index ein Wert für Estrellas R² von 0,48 ausgewiesen, während der Zinsspread hier lediglich einen Wert von 0,38 erreicht. Die Werte der angegebenen Gütemaße sind neben den be-

Abb. 6
Rezessionswahrscheinlichkeiten der Indikatorvarianten
(im Rahmen einer In-sample-Analyse)



⁶ Für die vorliegende Studie wurde ein Schwellenwert von 0,5 definiert. Es wird dementsprechend für ein Quartal ein Rezessionssignal dann identifiziert, wenn das Probit-Modell eine Wahrscheinlichkeit von 0,5 oder höher anzeigt.

Tab. 2
RMSE

Indikator	RMSE In Sample	RMSE Out of Sample
R-Wort	0,33	0,47
R-Wort (-1)	0,35	0,46
Termspread (-1)	0,36	0,59
Termspread (-2)	0,36	0,56

Quelle: Berechnungen der Autoren.

rechneten Rezessionswahrscheinlichkeiten ein weiteres Indiz dafür, dass die Verwendung des aus Zeitungsberichten tagesaktuell konstruierten Index in Probit-Modellen zumindest in-sample eine vergleichbar hohe Prognosegüte bezüglich Rezessionen gewährleistet. Tabelle 2 und Tabelle 3 stellen mit dem nach Formel (2.3) berechneten Prognosefehlermaß sowie den Prediction/Realization-Werten zusätzliche Gütemaße der Probit-Modellschätzungen dar. Die Werte der RMSE unterstützen dabei die bisherigen Ergebnisse, nach denen der R-Wort-Index dem verwendeten Benchmark-Modell für die Prognose konjunktureller Schwächephasen überlegen scheint. So weist das Modell basierend auf dem kontemporären Wert des R-Wort-Index mit einem RMSE von 0,33 den besten Fit an die Zielzeitreihe aus.

Die Prediction/Realization-Tabellen zeigen demgegenüber an, dass der Benchmark-Indikator ein Rezessionsquartal mehr korrekt angezeigt als der R-Wort-Index. Der Vorteil wird jedoch mit einer höheren Fehlerquote die Nicht-Rezessionsquartale betreffend bezahlt. Als Grund für die geringere Trefferrhäufigkeit des R-Wort-Index bei den Rezessionsquartalen kann wie oben beschrieben dessen, mit zunehmender Dauer eines Rezessionszeitraums zu beobachtende abnehmende Reliabilität angeführt werden. Für einen Rezessionsindikator, welcher für die Identifikation von Rezessionen

konstruiert ist, erscheint jedoch insbesondere die korrekte Diagnose von Rezessionsbeginnen entscheidend.

Interessant erscheinen auch die berechneten Rezessionswahrscheinlichkeiten am aktuellen Rand. Während der R-Wort-Index hier lediglich einen leichten Anstieg ausweist, zeigt der Zinsspread mit knapp 50% den höchsten Wert seit Ende 2001. Die dafür verantwortliche Inversion der Zinsstrukturkurve resultiert dabei aktuell mehr aus den gestiegenen Kurzfristzinsen als aus einer Verringerung der Rendite langfristiger Wertpapiere infolge möglicher Konjunktürrängste der Anleger. Insofern scheint die vom verwendeten Benchmarkmodell berechnete Rezessionswahrscheinlichkeiten hier sehr hoch.

Out-of-Sample-Ergebnisse

Um eine realistischere Einschätzung der Prognosegüte der konkurrierenden Indikatoren bezüglich einer konjunkturellen Schwächephase zu erhalten, wird zusätzlich ein Out-of-Sample-Experiment eingesetzt. Für die Berechnung der Out-of-Sample-Prognosen werden die konkurrierenden Modelle in einem ersten Schritt bis zu einem Zeitpunkt T^* geschätzt, der deutlich vor dem Ende des Beobachtungszeitraums T liegt. Im vorliegenden Fall basieren die ersten Modellschätzungen auf einem Schätzzeitraum von 1986:1 bis 2000:4 und umfassen 60 Datenpunkte. Basierend auf dieser Schätzung werden für die Modelle jeweils die ersten Prognosen für das Quartal 2001:1, also einen Zeitraum jenseits des Zeitpunkts T^* berechnet. Anschließend wird der Stützbereich jeweils um eine Beobachtung erweitert, die Schätzungen erneut durchgeführt und die Prognosen für den Zeitraum jenseits des Zeitpunkts $T^* + 1$ ermittelt. Dieses rekursive Vorgehen wird bis zum Zeitpunkt T wiederholt, so dass die letzte Prognose für das zweite Quartal 2007 generiert wird. Die so resultierenden 26 Prognosen bilden die Basis für den Out-of-sample-

Vergleich der konkurrierenden Prognosemodelle bzw. Indikatoren. Analog zur In-sample-Analyse zeigt Abbildung 7 die auf Basis der geschätzten Probit-Modelle prognostizierten Rezessionswahrscheinlichkeiten der betrachteten Indikatorvariablen. Der graphische Vergleich zeigt erneut die relativ gute Eignung des R-Wort Index gegenüber dem Benchmark-Modell.

Mit einer prognostizierten Rezessionswahrscheinlichkeit von 45% verfehlt der R-Wort-Index im ersten Rezessionsquartal den Schwellenwert von 0,5 knapp, zeigt im Vergleich zum Benchmark-Modell (11%) aber ein relativ deutliches Signal. Ferner gibt der Zinsspread, gemessen am vorgegebenen Schwellenwert, während des gesamten Rezessionszeitraums kein einziges korrektes Signal. Auch für die alternativ berechneten

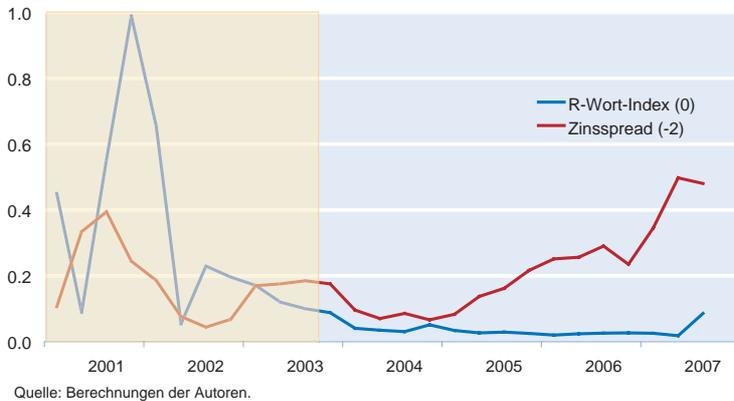
Tab. 3
Prediction/Realization-Tabellen

In Sample	Rezession		Keine Rezession	
	korrekt	nicht korrekt	korrekt	nicht korrekt
R-Wort	13	11	57	5
R-Wort (- 1)	13	11	57	4
Termspread (- 1)	15	9	57	4
Termspread (- 2)	14	10	54	6

Out of Sample	Rezession		Keine Rezession	
	korrekt	nicht korrekt	korrekt	nicht korrekt
R-Wort	3	8	16	0
R-Wort (- 1)	2	9	16	0
Termspread (- 1)	0	11	15	1
Termspread (- 2)	0	11	15	1

Quelle: Berechnungen der Autoren.

Abb. 7
Rezessionswahrscheinlichkeiten der Indikatorvarianten
 (im Rahmen einer Out-of-sample-Analyse)



Gütemaße zeigt der R-Wort-Index relativ zu dem verwendeten Benchmark-Modell besser ab als das Benchmark-Modell. So liegt der RMSE mit 0,47 deutlich unter den Werten des Zinsspreads (0,56) und auch die in Tabelle 3 dargestellten Prediction/Realization-Tabellen bestätigen, dass der R-Wort-Indikator out-of-Sample eine größere Anzahl an Rezessionsquartalen korrekt prognostiziert. Insgesamt zeigt das Out-of-Sample-Experiment, dass der R-Wort-Index den Zinsspread als Benchmark-Indikator klar dominiert und stützt somit die Ergebnisse der In-Sample-Analyse, wonach der R-Wort-Index als Indikator zur Vorhersage von Rezessionen für Deutschland als geeignet erscheint.

VAR –Modelle

Modellselektion und In-Sample-Ergebnisse

Das bivariate VAR-Modell wird mit dem Media-Tenor-Indikator und der Wachstumsrate des BIP zum Vorjahresquartal modelliert. Als Referenzmodell wird ein bivariates VAR-Modell mit dem ifo Geschäftsklimaindikator herangezogen. Die oben beschriebenen Informationskriterien zeigen für das Benchmark-Modell die optimale Modellspezifikation bei jeweils drei Verzögerungen. Für den Media-Tenor-Indikator zeigt das AIC für eine Lag-Länge von drei den minimalen Wert an, während das BIC lediglich eine Verzögerung als optimal ausweist. Dem AIC-Kriterium folgend werden im Rahmen der In-sample-Analyse für beide konkurrierenden Indikatoren VAR-Systeme mit

drei Lags geschätzt. Die Verwendung der Media-Tenor-Zeitreihe begrenzt das verwendete Datensample dabei auf einen Zeitraum von 1995:1 bis 2007:2.

Die Prognoseeigenschaften der Indikatoren werden dabei zunächst mittels Granger-Kausalitätsprüfung analysiert. Tabelle 4 zeigt für beide konkurrierenden Modellspezifikationen die F-Statistiken sowie die zugehörigen p-Werte. Die Nullhypothese der Nicht-Granger Kausalität für den Media-Tenor-Index kann dabei deutlich nicht verworfen werden. Im Gegenzug lässt sich die Hypothese der Nicht-Granger Kausalität des BIP gegenüber dem Media Tenor Index zum 1%-Signifikanzniveau ablehnen. Der Media-Tenor-Index ist im Samplezeitraum folglich nicht geeignet, die Prognose des BIP gegenüber einem einfachen univariaten Prognosemodell zu verbessern. Demgegenüber erweist sich das ifo Geschäftsklima als signifikant granger-kausal für die BIP-Wachstumsrate.

Out-of-Sample-Ergebnisse

Um eine realistischere Einschätzung der Prognosegüte der konkurrierenden Indikatoren bezüglich der Wachstumsrate des BIP zu erhalten wird auch für die spezifizierten VAR Modelle ein pseudo Out-of-Sample-Experiment eingesetzt. Die Modellparameter werden hierbei zunächst für den Zeitraum 1995:1–2000:4 geschätzt und eine dynamische Zwei-Schritt-Prognose generiert. In einem rekursiven Ansatz wird der Schätzzeitraum dann schrittweise um jeweils ein Quartal erweitert und erneut eine dynamische Zwei-Schritt-Prognose erstellt. Analog zur Analyse der Rezessionswahrscheinlichkeiten wird als letzte Realisationswert der Zielvariable das zweite Quartal 2007 verwendet, so dass 26 Ein-Schritt- und 25 Zwei-Schritt-Prognosen zur Evaluation der Indikatoren herangezogen werden können. Die Anzahl der im Modell berücksichtigten Verzögerungen der endogenen Variablen wird innerhalb jedes Iterationsschrittes mittels des AIC-Informationskriteriums optimiert. Die Prognosegüte der konkurrierenden Modellspezifikationen wird dann auf Basis der Out-of-Sample-RMSE evaluiert. Um die relative Prognosegüte der Indikatoren im Vergleich zu univariaten Verfahren zu ermitteln, wird zusätzlich Theil's U gegenüber einem AIC-

Tab. 4
Granger-Kausalität

Null-Hypothese	F-Statistik	p-Werte
Media-Tenor-Index nicht granger-kausal für BIP y-y	0,172	p = 0,91
ifo Geschäftsklima nicht granger-kausal für BIP y-y	10,772	p = 0,00

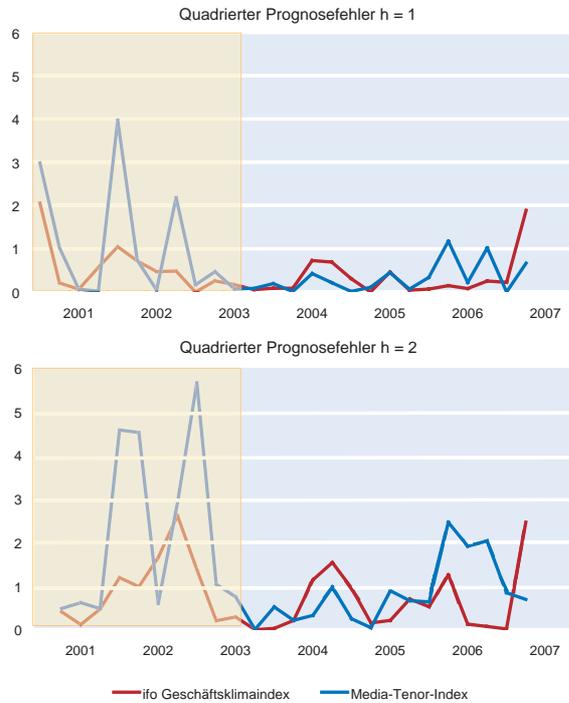
Quelle: Berechnungen der Autoren.

Tab. 5
Out-of-Sample-RMSE

	RMSE h = 1	RMSE h = 2	Theil's U h = 1	Theil's U h = 2
Media Tenor	0,80	1,17	1,16	1,10
ifo	0,65	0,86	0,94	0,82

Quelle: Berechnungen der Autoren.

Abb. 8
Prognosefehler der Ein- und Zwei-Schritt-Prognosen



Quelle: Berechnungen der Autoren.

optimierten univariaten AR(p)-Prozess berechnet. Tabelle 5 zeigt die berechneten Out-of-sample-Gütemaße.

Analog zum Ergebnis der Granger-Kausalitätsprüfung zeigt der Media-Tenor-Index gegenüber dem Ifo Geschäftsklimaindex für die Ein- und Zwei-Schritt-Prognose eine etwas schwächere Prognosegüte. Die Werte für Theil's U unterstützen diese Ergebnisse. Lediglich der Ifo Geschäftsklimaindex führt im Rahmen von Ein- und Zwei-Schritt-Prognose der Jahreswachstumsraten des BIP zu einer Verbesserung gegenüber Lag-optimierten univariaten Modellen. Aufgrund der oben analysierten Zeitreiheneigenschaften der Zielzeitreihe erscheint die relative hohe Prognosegüte univariater Modelle für die Jahreswachstumsraten des deutschen BIP für den hier zur Verfügung stehenden kurzen Schätz- und Prognosezeitraum jedoch wenig überraschend. Abbildung 8 zeigt die aus den Modellprognosen berechneten quadrierten Prognosefehler der Ein- und Zwei-Schritt-Prognosen. Insgesamt zeigt der konstruierte Media-Tenor-Index eine etwas schwächere Prognosequalität wie der Ifo Geschäftsklimaindex. Im Bereich des oben definierten Rezessionszeitraums liegen die Prognosefehler jedoch deutlich über denen des Benchmark-Modells.

Schlussbemerkung

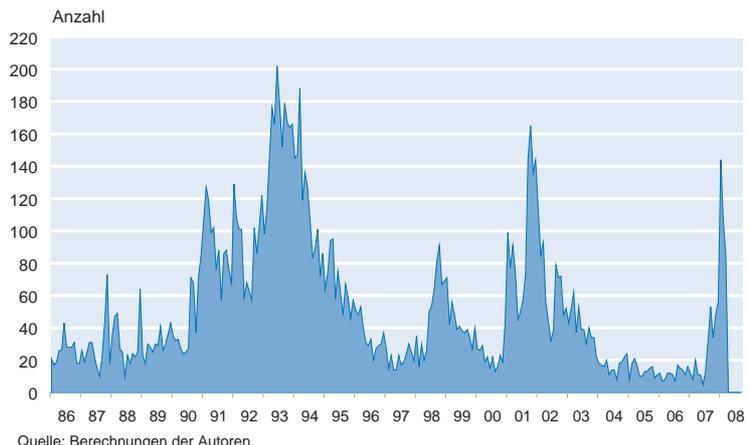
Im Rahmen der Studie werden Indikatoren, die auf Basis der Medienberichterstattung generiert werden, bezüglich ihrer Eigenschaft als Prognoseinstrumente der konjunkturellen Entwicklung untersucht.

Nach dem Vorbild der Zeitschrift The Economist wird ein Indikator konstruiert, der die Anzahl der Artikel in großen deutschen Tageszeitungen misst, die das Wort Rezession enthalten. Unter Verwendung von Probit-Modellen wird die Eignung des resultierenden R-Wort-Index zur Prognose von Rezessionswahrscheinlichkeiten für Deutschland evaluiert, wobei die Rezessionen nach der Methode des NBER identifiziert werden. Im Vergleich zum Zinsspread, der als Benchmark-Indikator dient, zeigt der R-Wort-Index sowohl in sample als auch out of sample eine gute Eignung zur Prognose realwirtschaftlicher Abschwungsphasen.

Vor dem Hintergrund der Spekulationen über die Folgen der Finanzkrise erscheint insbesondere der Stand des Indikators am aktuellen Rand interessant. Abbildung 9 zeigt die monatlichen Werte des R-Wort-Index auf Basis des Handelsblatts einschließlich März 2008. Als Folge der Finanzkrise ist der Wert im Januar 2008 auf den höchsten Stand seit September 2001 gestiegen. Die Entwicklung wird dabei allerdings augenscheinlich durch Berichte über Rezessionsgefahren in den USA verzerrt. Ob die hohen Werte des Indikators als Zeichen einer kommenden Rezession in Deutschland zu werten sind, hängt zudem entscheidend davon ab, ob der Index dieses hohe Niveau halten wird. Der im März zu beobachtende, deutliche Rückgang deutet eher auf ein vorübergehendes Phänomen hin und lässt eine Rezession als weniger wahrscheinlich erscheinen.

Ebenso wird eine Zeitreihe des Instituts Media Tenor, die aus einer Inhaltsanalyse diverser Fernsehrichten und Printmedien gewonnen wird, auf ihre Eignung zur Prognose kon-

Abb. 9
Monatliche Werte des R-Wort-Index, 1986 bis März 2008



Quelle: Berechnungen der Autoren.

junkturerer Entwicklungen evaluiert. Unter Verwendung bivariater VAR-Modelle dient dabei die jährliche Wachstumsrate des realen BIPs als Zielzeitreihe. Ein Vergleich mit dem etablierten ifo Geschäftsklimaindex als Benchmark-Indikator zeigt auch hier, dass Indikatoren, basierend auf Medienberichten, durchaus Prognosequalitäten für reale gesamtwirtschaftliche Entwicklungen aufweisen können.

Literatur

- Abberger, K. und K. Wohlrabe (2006), »Einige Prognoseeigenschaften des ifo Geschäftsklimas – Ein Überblick über die neuere wissenschaftliche Literatur«, *ifo Schnelldienst* 59(22), 19–26.
- Breitung, J. und D. Jagodzinski (2001), »Prognoseeigenschaften alternativer Indikatoren für die Konjunkturentwicklung in Deutschland«, *Konjunkturpolitik* 47(4), 292–313.
- Estrella, A. (1998), »A New Measure of Fit for Equations with Dichotomous Dependent Variables«, *Journal of Business and Economic Statistics* 16(2), 198–205.
- Estrella, A. und F.S. Mishkin (1997), »Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators«, *Review of Economics and Statistics* 80(1), 45–61.
- Fritsche, U. und V. Kuzin (2005), »Prediction of Business Cycle Turning Points in Germany«, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 225(1), 22–43.
- Fritsche, U. und S. Stephan (2002), »Leading Indicators of German Business Cycles – An Assessment of Properties«, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 222(3), 289–317.
- HypoVereinsbank (2002), »Streikt jetzt der Ifo-Geschäftsklima-Index?«, *Policy Brief* (15).
- Kholodilin, K.A. und B. Siliverstovs (2006), »On the Forecasting Properties of the Alternative Leading Indicators for the German GDP: Recent Evidence«, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 226(3), 234–259.
- The Economist (2001a), »The R-Word«, 5. April, 88.
- The Economist (2001b), »Rrrrrrrrecession?«, 4. Oktober, 66.
- The Economist (2008), »Warning Lights?«, 12. Januar.

Kasten**Die Effekte sinkender Immobilienvermögen auf den Konsum der Haushalte**

Die privaten Konsumausgaben, die rund 70% des Bruttoinlandsproduktes der USA ausmachen, hängen neben der Entwicklung der verfügbaren Einkommen auch vom privaten Gesamtvermögen der Haushalte ab. Der größte Anteil am Gesamtvermögen fällt mit über 60% dem Finanzvermögen zu; das Immobilienvermögen macht aktuell 31% aus (vgl. Tab 2.2).

Während das Finanzvermögen zu einem großen Teil von der Entwicklung der Aktienmärkte abhängt, wird die Entwicklung des privaten Sachvermögens, welches das Immobilienvermögen einschließt, vor allem von der Preisdynamik der Immobilien beeinflusst. Der starke Anstieg der Aktienkurse und der Immobilienpreise in den vergangenen Jahren hat dazu geführt, dass sich der private Konsum dynamischer entwickelt hat als die verfügbaren Einkommen (vgl. Abb. 2.7). Dementsprechend dürfte ein Rückgang des Haushaltsvermögens im Zuge der Immobilienkrise und der dadurch ausgelösten konjunkturellen Schwächephase eine merkbare Zurückhaltung der Konsumenten nach sich ziehen.

Im Folgenden soll das Ausmaß und die Persistenz der Abschlüge bei den privaten Konsumausgaben quantifiziert werden, mit denen die Haushalte auf den aktuell zu beobachtenden Rückgang der Hauspreise und damit des Immobilienvermögens reagieren werden.

In der Literatur gibt es eine Reihe von ökonometrischen Studien, die den Effekt einer Änderung des Immobilienvermögens auf die privaten Konsumausgaben quantifizieren und Schätzungen der marginalen Konsumneigung zwischen 0,03 und 0,10 berichten.^{a)} Dabei unterscheiden sich die Untersuchungen erheblich in Bezug auf den Beobachtungszeitraum, die verwendeten Variablen und den methodischen Ansatz. Um die Zeitreiheneigenschaften der typischerweise verwendeten Variablen adäquat zu berücksichtigen, bietet sich eine Kointegrationsanalyse wie in Lettau und Ludvigson (2004)^{b)} an, die allerdings nur den Konsumeffekt des gesamten Haushaltsvermögens untersucht. Hier soll dagegen eine Langfristbeziehung zwischen dem realen Konsum (C), dem realen verfügbaren Einkommen (Y), dem realen Sachvermögen (S), das zum größten Teil aus dem realen Immobilienvermögen besteht, und dem realen Finanzvermögen (F) für den Zeitraum 1952Q1 bis 2008Q1 geschätzt werden.

Die Schätzung mit Hilfe der modifizierten Kleinstquadratmethode (FM-OLS) ergibt

$$\ln(C) = 0,67 \ln(Y) + 0,17 \ln(S) + 0,15 \ln(F) + \text{Störgröße.}$$

Anhand von Stabilitätstests können keine Strukturbrüche identifiziert werden. Die Verwendung der Maximum-Likelihood-Methode von Johansen (1988)^{c)} führt zudem zu nahezu identischen Schätzwerten. Insofern ist von einer statistisch korrekt spezifizierten Gleichung auszugehen. Aufgrund der logarithmisch-linearen Struktur der Gleichung sind die Parameter als Elastizitäten zu interpretieren. Eine Umrechnung in Koeffizienten der marginalen Konsumneigung erfolgt anhand der aktuellen Variablenwerte und ergibt:

$$C = 0,637 Y + 0,065 S + 0,035 F + \text{Störgröße.}$$

Die marginale Konsumneigung aus dem Sachvermögen ist deutlich größer als die aus dem Finanzvermögen. Der Schätzwert von 0,065 liegt in dem Bereich zwischen 0,03 und 0,10, der in der Literatur angegeben wird. Eine Reduktion des Sachvermögens, z.B. aufgrund des Rückgangs der Immobilienpreise, um 1 US-Dollar führt demnach langfristig zu einer Verringerung der Konsumausgaben um 6,5 US-Cent.

Die Frage, wie weit die Korrektur der Vermögenswerte gehen und welche Auswirkungen dies auf den Konsum haben wird, ist im Rahmen der hier vorliegenden Partialanalyse nur begrenzt zu beantworten. Sie kann jedoch einige Anhaltspunkte liefern. Dazu wird zunächst angenommen, dass das reale Sachvermögen und das reale Finanzvermögen im Mittel jeweils mit einer konstanten Rate zunehmen, in einer logarithmischen Skala also um einen linearen Trend schwanken. Empirisch scheint diese Annahme eine akzeptable Näherung zu sein, auch wenn es zu zeitweise recht persistenten Trendabweichungen gekommen ist (vgl. Abb. 2.8 und Abb. 2.9). Unterstellt man, dass es eine fundamentale Tendenz zum Abbau von solchen Trendabweichungen gibt, so ist die Abwärtskorrektur des realen Sachvermögens schon weitgehend abgeschlossen, während das Finanzvermögen noch deutlich überbewertet zu sein scheint. Dies lässt sich auch anhand des Kurs-Gewinn-Verhältnisses (KGV) begründen, das Mitte Juni mit rund 22 erheblich über dem langjährigen Durchschnitt von rund 16 liegt.

Basierend auf einer Fortschreibung der Trends^{d)} und der Annahme, dass die Trendabweichungen allmählich abnehmen werden, kann die Entwicklung des Konsums projiziert werden (vgl. Abb. 2.10). Dabei ist zu berücksichtigen, dass diese Projektion zum einen auf der Exogenitätsannahme des verfügbaren Einkommens und des Haushaltsvermögens beruht und zum anderen lediglich die Konvergenz zum Trend modelliert, konjunkturelle Verwerfungen aber vollständig ignoriert. Aufgrund der derzeit schwierigen konjunkturellen Lage ist sie daher kurzfristig als zu optimistisch einzustufen. Sie gibt dafür aber einen Hinweis darauf, dass ein trendmäßiger Anstieg des Konsums von rund 0,8% pro Quartal dauerhaft mit den langfristigen Entwicklungen seiner Determinanten vereinbar ist. Derzeit liegt der Konsum jedoch über dem durch seine Determinanten bestimmten nachhaltigen Niveau, weshalb die projizierten Wachstumsraten des Konsums im Prognosezeitraum unterhalb der Marke von 0,8% liegen und so eine Konvergenz des Konsums zu seinem langfristigen Trend ermöglichen.

Aufgrund der konjunkturellen Rückwirkungen des Hauspreisverfalls liegt die tatsächliche Konjunkturprognose noch deutlich unterhalb der Konvergenzprojektion, denn sie berücksichtigt, dass der konjunkturelle Abschwung dazu führen wird, dass sich insbesondere die Produktion und damit das verfügbare Einkommen temporär erheblich schwächer entwickeln werden, als es dem trendmäßigen Verlauf entspräche.

Als Fazit bleibt festzuhalten, dass nach Maßgabe langjähriger Durchschnitte das Sachvermögen nur noch als wenig überbewertet angesehen werden kann, während erhebliche Korrekturen beim Finanzvermögen zu erwarten sind. Dies impliziert, dass das gegenwärtige Konsumniveau in den USA nicht nachhaltig ist. Um wieder in eine durch die fundamentalen Erklärungsfaktoren gesicherte Größenordnung zu gelangen, muss der Konsum für einige Zeit geringer zulegen als im langjährigen Durchschnitt. Da negative konjunkturelle Impulse das Konsumwachstum zusätzlich dämpfen dürften, ist im Prognosezeitraum mit einer sehr schwachen Entwicklung zu rechnen.

^{a)} Vgl. K. Carstensen et al., »ifo Konjunkturprognose 2008: Konjunktur verliert an Fahrt«, *ifo Schnelldienst* 60(24), 2007, 21.

^{b)} M. Lettau und S.C. Ludvigson, »Understanding Trend and Cycle in Asset Values: Reevaluating the Wealth Effect on Consumption«, *American Economic Review* 94, 2004, 276–299.

^{c)} S. Johansen, »Statistical Analysis of Cointegration Vectors«, *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 1988, 231–255.

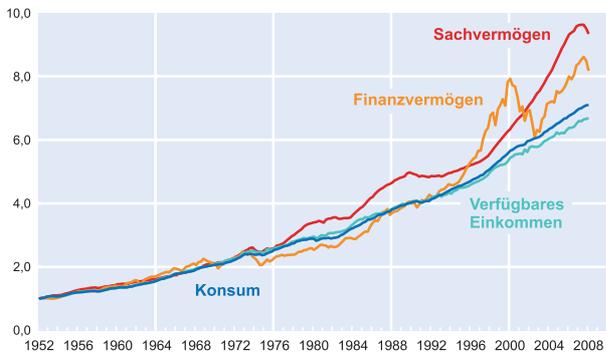
^{d)} Auch die Entwicklung des verfügbaren Einkommens wird dabei analog mit Hilfe eines linearen Trends modelliert.

Tab. 2.2
Anteile am Gesamtvermögen

Immobilienvermögen	31,3
Sonst. Sachvermögen	6,1
Finanzvermögen	62,5
davon:	
Aktien	11,1
Pensionsrückstellungen	27,6
Investmentfonds	10,7

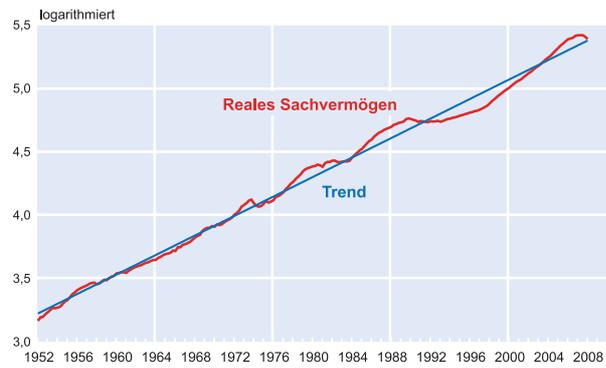
Quelle: Flow of funds, Federal Reserve Board.

Abb. 2.7
Der Konsum und seine Determinanten in den USA 1952-Q1 bis 2008-Q1
Reale Größen, 1952-Q1 = 1



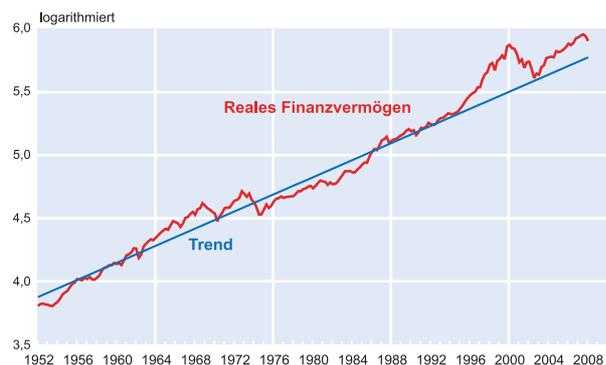
Quelle: U.S. Department of Commerce; Federal Reserve.

Abb. 2.8
Reales Sachvermögen in den USA 1952-Q1 bis 2008-Q1



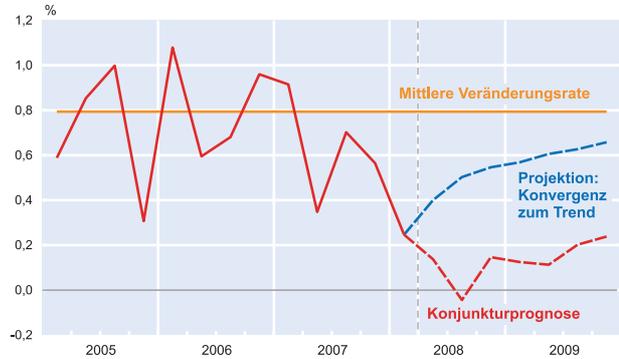
Quelle: Federal Reserve; Berechnungen des ifo Instituts.

Abb. 2.9
Reales Finanzvermögen in den USA 1952-Q1 bis 2008-Q1



Quelle: Federal Reserve; Berechnungen des ifo Instituts.

Abb. 2.10
Realer Konsum in den USA 2005-Q1 bis 2009-Q4
Wachstumsrate gegen Vorquartal

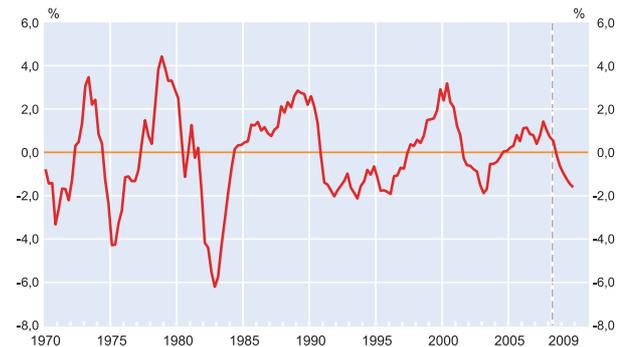


Quelle: U.S. Department of Commerce; Berechnungen des ifo Instituts.

Kasten
Aktueller Stand im Konjunkturzyklus

Aktuell zeigt eine mit Hilfe eines Strukturellen Zeitreihenmodells erstellte Trend-Zyklus-Zerlegung des realen Bruttoinlandsproduktes eine geschlossene Outputlücke (vgl. Abb. 2.11). Die Modellschätzung basiert neben den Ex-post-Werten der amtlichen Statistik auf den aktuellen Quartalsprognosen des ifo Instituts und impliziert, dass die Produktionslücke zum Ende des Jahres 2009 deutlich nach unten geöffnet sein wird. Das Modell weist dabei eine Trendwachstumsrate aus, die seit 2000 merklich gesunken ist und aktuell bei 2,2% liegt.

Abb. 2.11
Zyklische Komponente des BIP in den USA



Quelle: U.S. Department of Commerce; Berechnungen des ifo Instituts.

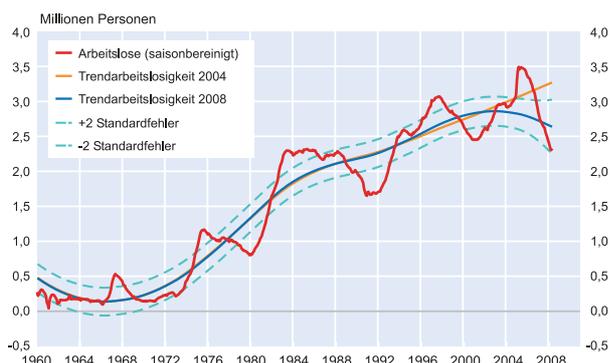
Kasten
Trendarbeitslosigkeit in Westdeutschland

Während der vergangenen Jahre haben einige strukturelle Veränderungen auf dem Arbeitsmarkt stattgefunden; hierzu zählt insbesondere die 2005 in Kraft getretene Arbeitsmarktreform Hartz IV. Außerdem waren eine fortdauernde Lohnzurückhaltung und eine Senkung der Lohnnebenkosten zu beobachten. Parallel fand 2004 eine partielle Flexibilisierung des Arbeitsmarktes durch Lockerung der Bestimmungen zur Zeitarbeit statt. Nicht zuletzt dürfte auch die vermehrte Förderung der Selbständigkeit positiv auf die Beschäftigung gewirkt haben. Im Folgenden soll deshalb untersucht werden, inwiefern sich dies in den Daten für Westdeutschland niedergeschlagen hat. Die Analyse beschränkt sich auf Westdeutschland, da hier Daten für einen mehrere Konjunkturzyklen umfassenden Beobachtungszeitraum vorhanden sind. Die strukturellen Veränderungen sollten hauptsächlich auf den Trend der Arbeitslosigkeit und weniger auf die konjunkturelle Bewegung wirken. Deshalb wird die Arbeitslosigkeit in Westdeutschland zunächst in zwei Komponenten zerlegt. Die erste enthält die konjunkturellen Bewegungen im Zeitablauf bzw. die zyklische Komponente und die zweite bildet die strukturelle Arbeitslosigkeit bzw. die Trendarbeitslosigkeit ab, da sie alle nicht konjunkturell bedingten Schwankungen enthält. Konkret werden hier Trendarbeitslosigkeit und konjunkturelle Komponente mittels eines strukturellen Zeitreihenmodells als unbeobachtete Komponenten geschätzt. Der Vorteil gegenüber anderen einfachen Filterverfahren liegt darin, dass die Länge des Zyklus nicht exogen vorgegeben werden muss, sondern ein Ergebnis der Schätzung ist.

Abbildung 3.24 zeigt die saisonbereinigte Arbeitslosigkeit im früheren Bundesgebiet einschließlich Westberlin ab 1960 in Millionen Personen (rote Linie) zusammen mit der ermittelten Trendarbeitslosigkeit (blaue Linie). Zu Beginn des Beobachtungszeitraums lag die Trendarbeitslosigkeit bei einer Größenordnung von etwa einer Viertel Million. Es wird deutlich, dass die Trendarbeitslosigkeit darauf folgend seit Mitte der sechziger Jahre kontinuierlich angestiegen ist und dabei jeden Monat im Durchschnitt 6 000 weitere Personen dauerhaft arbeitslos wurden. Ende 2004 war schließlich ein Niveau von etwa 2,8 Millionen erreicht. In den folgenden Jahren ist die Trendarbeitslosigkeit erstmals seit den sechziger Jahren wieder gesunken und befindet sich aktuell auf einem Niveau von ca. 2,6 Millionen. Wie bei allen Trendextraktionsverfahren ist auch hier eine Schätzunsicherheit am aktuellen Rand vorhanden, der in Abbildung 3.24 durch Angabe des Konfidenzbands Rechnung getragen wird (gestrichelte Linien). Zusätzlich ist in Abbildung 3.24 die Trendarbeitslosigkeit dargestellt, die auf einer Schätzung des strukturellen Zeitreihenmodells basiert, bei der nur die bis Dezember 2004 verfügbaren Daten verwendet wurden (orange-farbene Linie). Diese Schätzung stützt sich demnach auf den Datenstand vor der Arbeitsmarktreform Hartz IV. Das Vorgehen liefert somit ein Vergleichsszenario: Indem es den Trend der Arbeitslosigkeit vor Umsetzung der Arbeitsmarktreform in die Zukunft projiziert, lässt sich ermitteln, wo dieser zu finden wäre, wenn nach 2004 keine strukturellen Veränderungen auf dem Arbeitsmarkt stattgefunden hätten. Es zeigt sich deutlich, dass der so geschätzte Trend erheblich höher ausfällt, als die nach aktuellem Datenstand ermittelte Trendarbeitslosigkeit. Konkret errechnet sich eine Trendarbeitslosigkeit, die heute um 634 000 Personen niedriger liegt als es ohne strukturelle Veränderungen der Fall gewesen wäre. Mit anderen Worten: Die Veränderungen haben dazu beigetragen, dass über eine halbe Million Personen in Westdeutschland ihre Arbeitslosigkeit dauerhaft beenden konnten. Durch die Einführung von flächendeckenden Mindestlöhnen dürfte dieser Erfolg zum Großteil rückgängig gemacht werden und sich die Trendarbeitslosigkeit erneut erhöhen. Werden Mindestlöhne in einer Höhe von etwa 5 Euro etabliert, so dürfte der Trend im Verlauf der kommenden zwei Jahre bereits in einer Größenordnung von 300 000 höher liegen. Geht man davon aus, dass ein etwas höherer stündlicher Mindestlohn von 6,50 Euro realisiert würde, dann käme man in die Nähe der Trendarbeitslosigkeit, wie es sich ohne strukturelle Veränderungen eingestellt hätte.

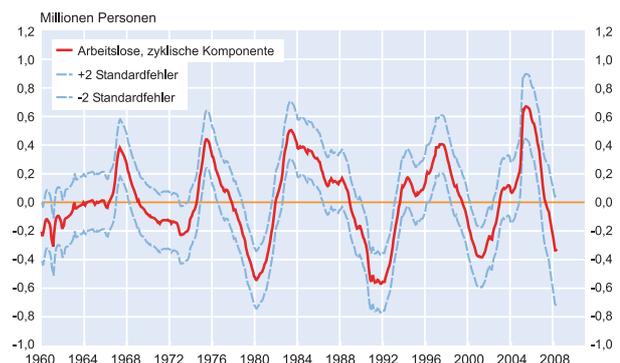
Abbildung 3.25 zeigt die konjunkturelle Komponente der Arbeitslosigkeit in Westdeutschland (rote Linie). Die durchschnittliche Länge des ermittelten Konjunkturzyklus beträgt hierbei zehn Jahre. So liegt die Arbeitslosigkeit in Boomphasen bis zu einer halben Million Personen unter der Trendarbeitslosigkeit, wohingegen sie in Rezessionsphasen etwa in derselben Größenordnung darüber liegt. Diese Abweichungen vom Trend sind jedoch keinesfalls statisch zu interpretieren, sondern können in einzelnen Konjunkturzyklen durchaus unterschiedlich ausfallen. Aktuell erkennt man ein Unterschreiten der Trendarbeitslosigkeit um 340 000 Personen. Seit dem Höchststand der Arbeitslosigkeit zu Beginn des Jahres 2005 konnten rund eine Million Personen in Westdeutschland ihre Arbeitslosigkeit aufgrund der guten konjunkturellen Situation beenden.

Abb. 3.24
Entwicklung der Trendarbeitslosigkeit in Westdeutschland¹⁾
In Millionen Personen



¹⁾ Früheres Bundesgebiet einschließlich Westberlin; Aufteilung von Berlin ab 2001; Schätzungen des ifo Instituts.
Quelle: Bundesagentur für Arbeit; Berechnungen des ifo Instituts.

Abb. 3.25
Zyklische Komponente der Arbeitslosigkeit in Westdeutschland¹⁾
Abweichung vom Trend in Millionen Personen



¹⁾ Früheres Bundesgebiet einschließlich Westberlin; Aufteilung von Berlin ab 2001; Schätzungen des ifo Instituts.
Quelle: Bundesagentur für Arbeit; Berechnungen des ifo Instituts.

Steht der deutschen Wirtschaft eine Rezession bevor? Das ist eine Frage, die momentan häufig in den Medien diskutiert wird. Klar, die Belastungsfaktoren für die konjunkturelle Entwicklung in Deutschland sind derzeit enorm. Die Energie- und Nahrungsmittelpreise sind kräftig gestiegen, und der Euro hat gegenüber dem US-Dollar ein Allzeithoch erreicht. Die Exportwirtschaft spürt zudem, dass wichtige Handelspartner ins Straucheln kommen. Insbesondere die USA leiden unter der Finanzmarktkrise, und in einigen europäischen Staaten korrigieren sich die Immobilienmärkte. Doch die Gegenfrage lautet: Was ist überhaupt eine Rezession? Dies ist nicht zuletzt eine Frage der Definition, die in der wissenschaftlichen Literatur und auch in der Praxis etwa internationaler Organisationen oder statistischer Ämter leider nicht einheitlich beantwortet wird.

Von Konjunkturanalytikern wird der Begriff Rezession generell auf wirtschaftliche Schwächephasen angewendet, deren Dauer, Tiefe und Verbreitung über das übliche Maß hinausgehen; man spricht von den »three key dimensions of a recession, known as the »three Ds«, duration, depth and diffusion.« (Fiedler 1990, 131) Auf Deutsch bedeutet dies etwa, dass in einer Rezession die wirtschaftliche Aktivität substantiell zurückgeht, der Rückgang weite Teile der Wirtschaft betrifft und eine gewisse Dauerhaftigkeit besitzt. In den USA ist das Business Cycle Dating Committee am National Bureau of Economic Research (NBER) mit der Datierung des US-Konjunkturzyklus betraut.¹ Konkret schreibt das NBER zum Rezessionsbegriff: »A recession is a significant decline in economic activity spread across the economy, lasting more than a few months, normally visible in real GDP, real income, employment, industrial production, and wholesale-retail sales«. Aber auch diese Präzisierung durch das NBER zeigt, dass der Begriff Rezession nicht eng gefasst ist und gewisse Spielräume für die Beurteilung, ob die Wirtschaft in einer Rezession steckt, beinhaltet. Da ein Urteil nach diesen Maßstäben die Analyse umfangreicher Datensätze erfordert, veröffentlicht das NBER die offiziellen Rezessionsdatierungen für die US-Wirtschaft mit erheblichen Zeitverzögerungen von oftmals über einem Jahr.²

Daher ist in den USA und zunehmend auch in Deutschland eine andere Definition unter Konjunkturbeobachtern beliebt geworden, die erstmalig 1974 von Julius Shiskin in der New York Times veröffentlicht wurde (vgl. Achuthan und Banerji 2008). Demzufolge wird eine Rezession technisch definiert als »Rückgang des saison- und kalenderbereinigten realen Bruttoinlandsprodukts (BIP) in mindestens zwei aufeinander

folgenden Quartalen.« Da das Bruttoinlandsprodukt der umfassendste Indikator für die wirtschaftliche Aktivität ist und die kritische Zeitspanne für eine Rezession wenigstens sechs Monate beträgt, wird mit dieser Daumenregel den beiden Kriterien Verbreitung und Dauer grosso modo Rechnung getragen. Wie steht das NBER zu dieser Definition? Es schreibt dazu: »Most of the recessions identified by our procedures do consist of two or more quarters of declining real GDP, but not all of them. Our procedure differs from the two-quarter rule in a number of ways.«³

Nachteilig an der Shiskin-Regel ist vor allem, dass die Veränderungsraten des saison- und kalenderbereinigten realen Bruttoinlandsprodukts das Vorzeichen bei Datenrevisionen zuweilen recht erratisch wechseln. Für die nach offizieller NBER-Datierung von März bis November 2001 dauernde Rezession der US-Wirtschaft⁴ zeigten z.B. die Ergebnisse des Bureau of Economic Analysis bis Juli 2002 zunächst nur für das dritte Quartal beim realen BIP ein Minus, danach aber sogar für die ersten drei Quartale 2001 in Folge. Nach heutigem Rechenstand (GDP: first quarter 2008 final) alternieren die Vorzeichen 2001 von Quartal zu Quartal, so dass die Daumenregel gegenwärtig für das Jahr 2001 keine Rezession in den USA signalisierte.

In Deutschland würden nach diesem Kriterium zurzeit mehr Rezessionen registriert, als weithin gezählt werden. Ausgeprägte Rezessionen gab es nach allgemeiner Auffassung in den Jahren 1974/75, 1980/82 und 1992/93. Dass die Daumenregel mehr Rezessionen anzeigt, liegt nicht zuletzt daran, dass in Deutschland die Trendwachstumsrate der gesamtwirtschaftlichen Produktion niedriger ist als in den USA. So ist allein in diesem Jahrzehnt das reale Bruttoinlandsprodukt saison- und kalenderbereinigt nach gegenwärtigem Datenstand (Inlandsproduktsberechnung, erstes Vierteljahr 2008) zweimal um wenigstens zwei Vierteljahre in Folge gesunken, nämlich vom vierten Quartal 2002 bis zum zweiten Quartal 2003 und im zweiten und dritten Quartal 2004. Weil das reale Bruttoinlandsprodukt im Jahr 2004 nur wenig zurückgegangen ist, handelt es sich hierbei nicht um eine Rezession, sondern lediglich um eine ausgeprägte konjunkturelle Schwächephase. Die merklich ungünstigere konjunkturelle Entwicklung 2002/03 zeigt hingegen Merkmale einer Rezession.

Für das Vorliegen einer Rezession muss demnach das reale Bruttoinlandsprodukt – zieht man die Daumenregel heran –, wenigstens zwei Quartale lang *deutlich* gesunken sein. Um die Position der Wirtschaft im Konjunkturzyklus angemessen zu bestimmen, sollte darüber hinaus immer auch die Auslastung der gesamtwirtschaftlichen Produktionskapazitäten berücksichtigt werden. Denn Konjunk-

¹ <http://www.nber.org/cycles/recessions.html>.

² Für Deutschland veröffentlichte die Deutsche Bundesbank als einzige amtliche deutsche Institution bis zum Jahr 1997 in ihrem Beiheft »saisonbereinigte Wirtschaftszahlen« eine Chronologie der Konjunktur, gemessen an den lokalen Minima bzw. Maxima der trendbereinigten Industrieproduktion in Deutschland.

³ <http://www.nber.org/cycles/recessions.html>.

⁴ <http://www.nber.org/cycles/july2003.html>.

turzyklen sind nach moderner Konjunkturtheorie als Schwankungen des Auslastungsgrades des gesamtwirtschaftlichen Produktionspotentials aufzufassen (Wachstumszyklen). Jeder Zyklus besteht aus einer Aufschwungs- und einer Abschwungsphase, wobei die einzelnen Phasen durch untere bzw. obere Wendepunkte miteinander verbunden sind. Abschwungsphasen umfassen in dieser Abgrenzung sowohl Phasen mit absolut sinkender Produktionsstatigkeit als auch Phasen mit – gemessen an der Potentialrate – unterdurchschnittlich zunehmender Produktionsstatigkeit (abnehmende Kapazitatsauslastung). Wenn nach einer starken Aufschwungsphase mit berdurchschnittlich hoher Kapazitatsauslastung das reale Bruttoinlandsprodukt saison- und kalenderbereinigt in zwei aufeinander folgenden Quartalen sinkt, der Auslastungsgrad dabei jedoch oberhalb des Normalniveaus bleibt, sollte man nicht von einer Rezession, sondern von einem konjunkturellen Abschwung sprechen. Eine Rezession liegt nach unserer Definition erst dann vor, wenn bei deutlich rcklaufiger saison- und kalenderbereinigter Produktion (in mindestens zwei aufeinander folgenden Quartalen) der gesamtwirtschaftliche Auslastungsgrad gleichzeitig deutlich unter das durchschnittliche langjahrige Niveau fallt (vgl. Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute 2001, 18). Dieses Rezessionskriterium war z.B. in den o.g. Rezessionsphasen in Deutschland erfllt.

Fr die gesamte Weltwirtschaft lasst sich schlielich die hier vorgestellte Rezessionsdefinition dagegen nicht sinnvoll anwenden, denn das zusammengefasste reale Bruttoinlandsprodukt der Welt ist in den vergangenen vier Jahrzehnten im Jahresdurchschnitt fortlaufend gestiegen, was auf das hhere Trendwachstum in den Emerging Markets zurckzufhren ist. Allgemein anerkannte Regeln zur Definitionen einer Weltrezession gibt es deshalb nicht. Nach dem internationalen Wahrungsfonds (IMF) gab es seit 1970 drei umfassende Wachstumsrezessionen, und zwar in den Jahren 1975, 1982 und 1991, in denen das globale Wirtschaftswachstum jeweils unter der 2 Prozentmarke blieb. Bereinigt um den Anstieg der Weltbevlkerung war die Veranderungsrate des realen Bruttoinlandsprodukts in den Jahren 1982 und 1991 sogar negativ. Alles in allem fokussiert der IMF heute bei der Identifikation globaler Rezessionen – ahnlich wie das NBER – auf eine Reihe monatlich verfgbarer Indikatoren, z.B. die Weltindustrieproduktion oder das Welthandelsvolumen (vgl. International Monetary Fund 2002, 10–12). Zum anderen wird aber heute auch eine definitive Wachstumsschwelle fr das reale Welt-BIP (+ 3%) genannt, bei deren Erreichen bzw. Unterschreiten nach Ansicht des IMF globale Rezession herrscht (vgl. International Monetary Fund 2008, 31). Unter diese neue IMF-Regel fallen, fokussiert man auf die letzten drei Jahrzehnte, die Jahresergebnisse fr 1980 bis 1983, 1990 bis 1993, 1998 sowie 2001 und 2002.

Literatur

- Achuthan, L. und A. Banerji (2008), »The risk of redefining recession«, CNNMoney.com, <http://money.cnn.com/2008/05/05/news/economy/recession/index.htm?postversion=2008050612%22%3eThe>.
- Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute (2001), »Zur Lage der Weltwirtschaft und der deutschen Wirtschaft im Herbst 2001«, *ifo Schnelldienst* 54(20), 3–43.
- Fiedler, E.R. (1990), »The Future Lies Ahead«, in: P.A. Klein (Hrsg.), *Analyzing Modern Business Cycles, Essays Honoring Geoffrey H. Moore*, M.E. Sharpe, Armonk, New York.
- International Monetary Fund (2002), *World Economic Outlook*, April 2002, <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2002/01/pdf/front.pdf>.
- International Monetary Fund (2008), *World Economic Outlook*, April 2008, <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2008/01/pdf/text.pdf>

Unternehmen gehen »bankrott« und hören oftmals auf zu existieren. Personen gehen »bankrott« und verschwinden glücklicherweise in den seltensten Fällen. Und Staaten?

Ein Staat ist bankrott¹, wenn er Schuldentrückzahlungen oder Zinszahlungen ganz oder auch nur teilweise in der ursprünglich vereinbarten Höhe nicht pünktlich leistet. Neben den eigenen Schulden des Staates gilt dieses Kriterium auch für Schulden des privaten Sektors, die durch staatliche Garantien gedeckt sind. Ein Staatsbankrott kann auch dadurch sichtbar werden, dass Bankeinlagen zwangsweise eingefroren werden und/oder dass Einlagen in ausländischer Währung zwangsweise in die heimische Währung umgewandelt werden.

Häufig geht ein Staat bankrott, weil es ihm nicht mehr gelingt, die auslaufenden Altschulden neu zu finanzieren. Haben die Gläubiger ihr Vertrauen in die Zahlungsfähigkeit des Staates verloren, verlangen sie für neue Kredite Risikoaufschläge. Diese Zinsaufschläge belasten die Zahlungsfähigkeit weiter und setzen eine Abwärtsspirale in Gang. Dreht sich diese Spirale, bleibt dem Staat ab einem bestimmten Punkt nur die Bankrotterklärung. Oder die Gläubiger weigern sich irgendwann, zur Begleichung der Altschulden neue Kredite zu geben.

Schulden sind nicht gleich Schulden

Die Schulden eines Staates können unterteilt werden in Auslandsschulden², d.h. Schulden, die von ausländischen Gläubigern gehalten werden, und Inlandsschulden, die bei heimischen Kreditgebern liegen. So sind etwa die hohen Staatsschulden Japans fast ausschließlich in inländischer Hand. Trotz eines für 2011 geschätzten³ Schuldenstands von über 200% des Bruttoinlandsprodukts kann sich Japan daher zu relativ geringen Kosten finanzieren. Das unterscheidet die Situation Japans momentan auch von der Griechenlands. Allerdings kann sich das Blatt in Japan wenden. Insbesondere, wenn die alternde Bevölkerung ihr Geld für das Rentenalter wieder selber benötigt und es nicht mehr dem Staat leihen kann (vgl. Economist 2010). In Deutschland liegt der Anteil der Auslandsverschuldung derzeit bei 53,6%.⁴

Ein anderes Abgrenzungskriterium ist die juristische Zuständigkeit: Fallen die Schulden unter die juristische Zuständigkeit ausländischer Staaten bzw. unter internationa-

le Hoheit (vgl. Reinhart und Rogoff 2009, 9), oder sind es Schulden, auf die das Schuldnerland selber juristisch zugreifen kann.

Wichtig ist aber nicht nur, wer die Schulden hält und in welchem Land der juristische Zugriff auf die Schulden liegt, sondern auch in welcher Währung sich ein Staat verschuldet hat. Sind die Schulden in ausländischer Währung oder in der heimischen? Denn hat er sich in seiner eigenen Währung verschuldet, so könnte er die Forderungen bedienen, indem er einfach neues Geld druckt. Er inflationiert die Schulden weg. Das geht, sofern er die Souveränität über die eigene Währung hat, was in Griechenland aktuell nicht der Fall ist. Die Staatsschulden können aber auch in ausländischer Währung aufgenommen sein. Und viele Staatsbankrotte rühren daher, dass Staaten ihre Schulden in fremder Währung nicht mehr bedienen können.

Oftmals werden Schulden in heimischer Währung vorwiegend von Inländern gehalten und solche in anderen Währungen von Ausländern. Allerdings ist das nicht zwingend. So verschulden sich die USA etwa auch bei Ausländern in US-Dollar. Die Länder der Eurozone verschulden sich hauptsächlich in Euro.⁵ Für manche Länder kann es jedoch schwierig sein, Ausländer vom Halten der Staatsschulden in der Währung des Schuldnerlandes zu überzeugen. Wie Länder dies versuchen, zeigt etwa ein Beispiel während der Krise von Mexiko 1994–1995, der Tequila-Krise. Mit den so genannten Tesobonos versuchte Mexiko, das Geld ausländischer Gläubiger im Land zu halten. Die Tesobonos waren Schuldenpapiere in heimischer Währung, also in mexikanischen Peso, die aber an den Dollar gebunden waren. Durch diese Konstruktion sollten ausländische Anleger gegen einen Verfall des Peso geschützt werden. Im Verlauf der Krise schichteten ausländische Anleger stark in diese Papiere um (vgl. Lustig 1995). Die Tesobonos stellen aus unserer Sicht ein Fall von Schulden dar, die von Ausländern gehalten werden, der juristische Zugriff aber im Inland liegt und die Währung ebenfalls die inländische ist.

Staatsbankrott aus ökonomischer Sicht

Aus ökonomischer Sicht ist es interessant, zwischen verschiedenen Typen von Staatsbankrotten zu unterscheiden (vgl. Manasse und Roubini 2009). So kann es sein, dass grundsätzlich zahlungsfähige Länder durch hohe kurzfristige Verbindlichkeiten vor Liquiditätsproblemen stehen, d.h. kurzfristig nicht »flüssig« sind. Solche *Liquiditätskrisen* können beispielsweise mit Hilfe von Überbrückungskrediten, etwa durch den Internationalen Währungsfonds oder durch andere Länder, gelöst werden.

¹ Diese Definition lehnt sich an Reinhart und Rogoff (2009, 11) an.

² Vgl. International Monetary Fund (2003) für eine genaue Definition von Auslandsschulden und von »residence«.

³ Schätzung der OECD (2009). Damit ist Japan unangefochten Spitzenreiter. Auf Rang 2 der Schuldenliste steht Island mit etwa 145,8% und danach Griechenland mit geschätzten 130,2%, dicht gefolgt von Italien mit 129,7%.

⁴ Stand: 3. Quartal 2009 (vgl. Bundesbank 2010).

⁵ Vgl. Daten der Europäischen Zentralbank (2010).

Schwieriger sieht es bei *Solvenzproblemen* aus: In diesem Fall ist der Staat wegen einer überbordenden Schuldenlast nicht zahlungsfähig. Die Staaten kommen ohne einschneidende und vertrauenerweckende Sparmaßnahmen nicht aus der Schuldenfalle. Besonders gefährlich wird es, wenn eine Spirale in Gang kommt: Die Finanzierungsprobleme führen dazu, dass die Gläubiger höhere Prämien verlangen, was dann wiederum den Schuldendienst erhöht. Staaten können auch in Finanzierungsschwierigkeiten geraten, weil sie *makroökonomische Defizite* aufweisen. Diese zeigen sich oftmals in einer Kombination aus schwachem Wirtschaftswachstum und einem relativ festen Wechselkurs. Diese drei Kategorien sind allerdings nicht ausschließlich. Ein Staat kann unter mehreren Problemen gleichzeitig leiden. Weiterhin gibt es aber auch Staatsbankrotte, die über keinen ökonomischen Hintergrund verfügen. Gründe sind in diesem Fall Kriege, Naturkatastrophen oder politische Umstürze und die fehlende Anerkennung der alten Schulden.

Die aktuellen Probleme Griechenlands sind ökonomisch gesehen vielschichtig.⁶ So muss Griechenland 2010 allein 50 Mrd. € für den Ersatz auslaufender Altschulden aufnehmen. Hinzu kommen 30 Mrd. € geplante Neuverschuldung. Aber nicht nur diese Um- bzw. Neufinanzierung von Schulden ist problematisch, sondern auch die Höhe des Schuldenberges. Die EU schätzt den Schuldenstand Griechenlands Ende 2010 auf ca. 304 Mrd. € und damit auf 125% des Bruttoinlandsprodukts. Und Griechenland hat ein Zwillingdefizit. D.h., es liegt nicht nur ein Haushaltsdefizit, sondern auch ein Leistungsbilanzdefizit vor. Die Griechen importieren viel mehr Waren, als sie exportieren, so dass 2008 ein Leistungsbilanzdefizit von 14,6% des Bruttoinlandsprodukts resultierte. Es sind damit beträchtliche Summen an Transfers aus dem Ausland (Geschenke) oder Kapitalimporte (Kreditaufnahme und Vermögensverkauf) zur Finanzierung notwendig.

Fehlender Rechtsrahmen

Was passiert nun, wenn ein Staat bankrott ist? Um die eingangs gestellte Frage, ob Staaten verschwinden oder bleiben, wenn sie zahlungsunfähig sind, nun endlich zu beantworten: Staaten verschwinden in der Regel nicht. Und: Staatsbankrotte sind keine Seltenheit.

Bankrotte⁷ von Staaten unterscheiden sich von der Zahlungsunfähigkeit von Unternehmen und Privatpersonen

auch dadurch, dass es für die letzteren meistens gesetzliche Regelungen gibt. So regelt in Deutschland die Insolvenzordnung, wie die Gläubiger befriedigt werden. In den Vereinigten Staaten gibt es mit dem häufig in den Medien angesprochenen Chapter 11 ein Abschnitt des Insolvenzrechts, der die Zahlungsunfähigkeit von Unternehmen regelt. Für Bankrotte von Staaten gibt es keinen Rechtsrahmen. Der Gläubiger hat daher keine verlässlichen Leitlinien, wie und zu welchen Teilen er sein Geld zurückbekommt. Zwar gab es immer wieder Vorstöße, einen solchen Rechtsrahmen zu schaffen (vgl. Economist 2001) – insbesondere nach dem bislang größten Fall eines Staatsbankrotts mit Auslandsschulden, dem Bankrott Argentiniens 2001 –, verbindliche Regeln gibt es aber weiterhin nicht. Umso wichtiger ist es, dass die Gläubiger darauf vertrauen können, ihr Geld wieder zu bekommen. Vertrauen auf die Zahlungsfähigkeit und Zahlungswilligkeit ist sehr zentral bei Staatsschulden. Das ist vergleichbar mit einem so genannten Bank Run in der Privatwirtschaft. Gibt es Befürchtungen, dass eine Bank insolvent wird, stürmen möglicherweise die Kunden die Bank, um ihr Geld abzuheben. Dadurch dass so viele Kunden gleichzeitig ihr Geld wollen, kann dies die Bank ruinieren, auch wenn sie ursprünglich keine Probleme mit der Zahlungsfähigkeit hatte. Obwohl ein Rechtsrahmen für Staatsbankrotte fehlt, gibt es aber eine internationale Organisation, an die sich die in Zahlungsschwierigkeiten befindlichen Länder wenden können: den Internationalen Währungsfonds. Er gewährt Finanzhilfen, um Länder in Zahlungsbilanzschwierigkeiten bei ihren wirtschaftspolitischen Reform- und Anpassungsprozessen zu unterstützen.⁸ Um Kredite zu erlangen, müssen die Staaten jedoch Reformkonzepte vorlegen. Die Maßnahmen werden vom Fonds in der Umsetzung kontrolliert und evaluiert.

Abwägungsproblem Staatsbankrott

Ein weiterer Punkt, warum Vertrauen wichtig ist, rührt daher, dass Staaten in aller Regel in den Bankrott gehen, lange bevor sie die Schulden durch ihre Ressourcen nicht mehr zurückzahlen könnten. Daher rührt wohl auch die verbreitete Meinung, dass Staaten eigentlich gar nicht bankrott gehen können. Sie vermögen immer über ihre Rohstoffe, Grund und Boden oder über die Arbeit ihrer Bürger die Schulden abzuführen. Aber Staaten stellen Zahlungen ein oder verschieben diese, auch wenn sie theoretisch die Mittel hätten, die Schulden zu bedienen. Natürlich kann ein Staat in die oben beschriebenen Liquiditätsprobleme geraten. Aber ansonsten ist es vielmehr so, dass die Regierungen verschiedene Interessen abwägen müssen. Auf der einen Seite stehen die Gläubiger, die ihr

⁶ Für Daten zu Griechenland siehe das *Factsheet Griechenland* des ifo Instituts. Abrufbar im Internet unter: <http://www.cesifo-group.de/link/special-greek-facts.pdf>.

⁷ Laut Duden Herkunftswörterbuch ist Bankrott die Bezeichnung für »finanzieller Zusammenbruch, Zahlungsunfähigkeit« und wurde im 16. Jh. aus dem italienischen *banca rotta* entlehnt, das eigentlich zerbrochener Tisch (des Geldwechslers) bedeutet.

⁸ Zum Internationalen Währungsfonds siehe etwa das Informationsblatt »Der IWF auf einen Blick«, abrufbar im Internet unter <http://www.imf.org/external/np/exr/facts/deu/glanced.htm>.

Geld oder ihre Zinszahlungen wollen. Auf der anderen Seite stehen die Bürger des Landes. Sollen die Gläubiger bedient werden, bedeutet dies für die Bürger häufig tiefe Einschnitte. Der Staat muss bei seinen Ausgaben sparen, etwa Löhne und Gehälter kürzen, Renten kürzen. Infrastruktur kann nicht mehr zur Verfügung gestellt werden. Und meistens muss er seine Einnahmen steigern, etwa durch Steuererhöhungen. Eine tiefe Rezession, eine wirtschaftliche Abwärtsspirale bis hin zu politischen Unruhen können der Preis sein. Die Regierung hat nun abzuwägen, was sie der Bevölkerung abverlangen will oder kann. Häufig bleibt ihr aber keine andere Wahl als den Bankrott. Die notwendigen Anpassungen wären so einschneidend, dass nur die Erklärung der Zahlungsunfähigkeit und die Bitte um Hilfen übrigbleibt. Oder der Regierung wird gar keine Wahl gelassen, weil die Gläubiger sich schlicht weigern, neues Geld zu geben. Die gute Nachricht für die Gläubiger aber ist: Auch bei einem Staatsbankrott bekommen sie meistens einen Teil des Geldes zurück. Oftmals werden die Zahlungen auch lediglich in die Zukunft verschoben. Denn der Staat will das Vertrauen wieder zurückgewinnen.

Für Gläubiger bedeutet dies, dass sie nicht nur auf die generelle Zahlungsfähigkeit des Staates schauen müssen, sondern vielmehr, ob die Staaten fähig sind, die erforderlichen Einschnitte vorzunehmen. Aber nun kann man natürlich fragen: Warum sollten Regierungen überhaupt den politisch oftmals harten Weg gehen und die Bürger mit unliebsamen Maßnahmen konfrontieren? Das tun sie, weil Staaten für ihre wirtschaftliche Entwicklung auf Kapital angewiesen sind. Es ist daher wichtig, dass ihnen die eigenen Bürger ihre Ersparnisse anvertrauen und in vielen Fällen, dass ihnen ausländische Gläubiger Kapital zur Verfügung stellen (vgl. Eaton und Gersovitz 1981). Daher haben die Staaten ein Interesse, dass ihnen auch zukünftig die (internationalen) Kapitalmärkte zur Verfügung stehen. Ein wichtiger Grund für die Staaten, ihre Schulden zurückzahlen, ist daher ihre Reputation als Schuldner und damit die Möglichkeit, auch zukünftig Kredite zu »guten« Konditionen zu erhalten.

Ist das Vertrauen angeschlagen, ändern sich die Kreditbedingungen für die Staaten sogar, wenn sie den Schuldendienst leisten. Erkennbar ist das an der derzeitigen Situation Griechenlands. So lag der Zinsaufschlag griechischer Anleihen gegenüber zehnjährigen deutschen Staatsanleihen im März bei 2,79 Prozentpunkten. Dadurch entstehen den Griechen rechnerische Mehrkosten auf die Staatsschuld, wie sie Ende 2009 bestand, von 7,6 Mrd. € pro Jahr (vgl. ifo Institut 2010). Geld, das den Griechen anderswo fehlt. Das Vertrauensproblem wird in diesem Fall dadurch verschärft, dass die griechischen Statistiken als unzuverlässig einzuschätzen sind und die Anleger nicht genau wissen, woran sie sind (vgl. ifo Institut 2010).

Staatsbankrotte sind keine Seltenheit

Dass Staatsbankrotte nicht gerade seltene Ereignisse sind, wurde schon erwähnt. Reinhart und Rogoff (2009, 68) haben eine umfassende Datensammlung zu Staatsbankrotten zusammengetragen. Insbesondere ihre Liste von nicht vollständig bezahlten Auslandsschulden ist lang. Angesichts der Vielzahl von Staatsbankrotten gelangen die Autoren zu der Einschätzung, dass wiederholte Staatsbankrotte die Norm sind und es internationale Wellen von Bankrotten gibt.

Betrachtet man ihre Auflistung für Europa, die von 1800 bis heute reicht, zeigt sich, wie häufig Staatsbankrotte bei Auslandsschulden auch in Europa waren und sind.⁹ Griechenland war seit seiner Unabhängigkeit 1830 etwa die Hälfte der Zeit in Staatsbankrotten. Damit ist das Land in Europa Spitzenreiter. Wird als Maßstab allerdings nicht die Dauer der Bankrottphasen, sondern lediglich die Anzahl der Bankrotte seit 1800 verwendet, ändert sich die Rangliste. Nach diesem Kriterium führt Spanien mit acht, dicht gefolgt von Deutschland¹⁰ mit sieben sowie Österreich und Ungarn, beide einschließlich Österreich-Ungarn, ebenfalls mit je sieben Bankrotte. Verengt man den Blick auf einen kürzeren und jüngeren Zeitraum, etwa den von 1980–2008, so stehen jedoch andere europäische Länder für Staatsbankrotte: Polen, Rumänien, Russland und die Türkei.

Frühwarnsysteme

Um das Risiko eines bevorstehenden Staatsbankrotts quantitativ abzuschätzen, gibt es verschiedene Methoden. Empirische Ansätze verwenden, ähnlich wie Frühwarnsysteme für Währungskrisen, häufig so genannte Probit/Logit-Regressionen oder den Signalansatz, da die Risikofaktoren ähnliche sind.¹¹ In der öffentlichen Diskussion spielen die Einschätzungen der Ratingagenturen eine dominante Rolle. Schließlich waren es auch die Veröffentlichungen dieser Agenturen, die Griechenland ins öffentliche Rampenlicht rückten. Standard & Poor's verwendet für seine Ratings von Staatsschulden einen Analyserahmen mit neun Kategorien von ökonomischen und politischen Risiken.¹² Diese Faktoren werden einzeln bewertet und zu einem Gesamtranking zusammengefügt. In die Bewertung fließen ein: politische Risiken (Stabilität politischer Institutionen, öffentliche Sicherheit, geopolitische Risiken etc.), Einkommen und ökonomische Struktur (Wettbewerbsfähigkeit, Arbeitsmarkt-

⁹ Vgl. Reinhart und Rogoff (2009, 99). Staatsbankrotte oder/und Umschuldungen.

¹⁰ Mit Deutschem Reich und Vorläuferstaaten.

¹¹ Vgl. Manasse, Roubini und Schimelpfennig (2003) und Reinhart (2002). Sowie für eine Verfeinerung des Signalansatzes zur Warnung vor Währungskrisen Abberger, Nierhaus und Shaikh (2009).

¹² Vgl. Standard & Poor's (2006) für eine Beschreibung der Ratingpraxis bei Staatsschulden durch diese Agentur.

flexibilität etc.), ökonomische Wachstumsperspektiven (Höhe der Ersparnisse und Investitionen etc.), finanzpolitische Flexibilität (Staatseinnahmen, Staatsausgaben, Pensionsverpflichtungen etc.), Staatsverschuldung (Schuldenstand im Vergleich zum Bruttoinlandsprodukt etc.), Verbindlichkeiten außerhalb des Staatshaushalts und Eventualverbindlichkeiten (Robustheit des finanziellen Sektors etc.), monetäre Flexibilität (Geld- und Kreditausweitung, Status der Zentralbank etc.), externe Liquidität (Währungsreserven, Leistungsbilanzdefizite etc.), Auslandsschulden (Höhe, Währungszusammensetzung, Laufzeit etc.).

Mit Hilfe dieser Kriterien versucht Standard & Poor's nach eigenen Aussagen sowohl die Fähigkeit als auch den politischen Willen zur Rückzahlung der Schulden zu bewerten. Eine exakte Einschätzung der Risiken bleibt jedoch schwierig. Aus ökonomischer Sicht sollten aber Kredite an Staaten recht sicher sein, wenn die Länder fortlaufend Haushaltsüberschüsse (d.h. die Steuereinnahmen sind höher als die Staatsausgaben) aufweisen, ein niedriges Schuldenniveau besitzen und zudem noch ihre Kredite recht langfristig finanzieren. Anfällig für einen Bankrott sind dagegen Staaten mit großen Haushaltsdefiziten und vorwiegend kurzfristig finanzierten Schulden. In diesem Fall kann es gefährlich werden, auch wenn das Schuldenniveau gar nicht so ausufernd erscheint (vgl. Reinhart und Rogoff 2009, xlii).

Literatur

- Abberger K., W. Nierhaus, S. Shaikh (2009), »Findings of the Signal Approach for Financial Monitoring in Kazakhstan«, CESifo Working Paper Nr. 2774.
- Bundesbank (2010), http://www.bundesbank.de/statistik/statistik_wirtschaftsdaten_finanzenmaastricht.php.
- Eaton J. und M. Gersovitz (1981), »Debt with Potential Repudiation: Theoretical and Empirical Analysis«, *The Review of Economic Studies* 48(2), 289–309.
- Europäischen Zentralbank (2010), <http://sdw.ecb.europa.eu/reports.do?node=100000192>.
- ifo Institut (2010), »Factsheet Griechenland«, abrufbar im Internet unter: <http://www.cesifo-group.de/link/special-greek-facts.pdf>.
- International Monetary Fund (2003), *External Debt Statistics, Guide for Compilers and Users*, International Monetary Fund, Washington, D.C.
- Lustig N. (1995), »The Mexican Peso Crisis: the Forseeable and the Surprise«, *Brookings Papers on Economic Activity*, The Brookings Institution, http://www.brookings.edu/~media/Files/rc/papers/1995/06internationalfinance_lustig/bdp114.pdf.
- Manasse P. und N. Roubini, (2009), »Rules of thumb for sovereign debt crises«, *Journal of International Economics* 78(2), 192–205.
- Manasse P., N. Roubini und A. Schimmelfennig (2003), »Predicting sovereign debt crises«, IMF Working Paper 03/221.
- OECD (2009), *OECD Economic Outlook No. 86*, OECD, Paris.
- Obstfeld M. und K.S. Rogoff (1996), *Foundations of International Macroeconomics*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Reinhart C.M. und K.S. Rogoff (2009), *This Time is Different*, Princeton University Press, Princeton.
- Reinhart C. M. (2002), »Default, Currency Crises and Sovereign Credit Ratings«, NBER Working Paper 8738, auch in *The World Bank Economic Review* 16(2), 151–170.
- Standard & Poor's (2006), *Sovereign Credit Ratings: A Primer, Ratings Direct*, McGraw-Hill Companies.
- The Economist* (2001), »When countries go bust, Argentina shows the need for sovereign bankruptcy procedure«, December 6.
- The Economist* (2010), »Apocalypse, not now. The alarming future of Japan's finances«, March 11.

Die größten aufstrebenden Märkte für deutsche Exporte liegen in Asien und Osteuropa

22

Steffen Elstner, Christian Grimme und Thomas Siemsen

Die Eurozone und Großbritannien als klassische Abnehmer deutscher Güter werden ihre bisherigen Anteile an den deutschen Gesamtexporten nicht halten. Aufstrebende Länder wie China, Indien, Brasilien, Polen und Russland werden zunehmend das deutsche Exportwachstum beeinflussen. Um dieser Entwicklung für die Exportprognosen besser Rechnung zu tragen, wurde vom ifo Institut ein Exportnachfrageindikator entwickelt. Mit Hilfe des Indikators wird die Bedeutung der einzelnen Absatzländer für den deutschen Export genauer beleuchtet.

Die deutsche Volkswirtschaft erlebte im vergangenen Jahr mit einem Rückgang des realen Bruttoinlandsprodukts um 4,9% den größten Produktionseinbruch in der Nachkriegszeit. Hauptverantwortlich dafür war vor allem die starke Abnahme der realen Warenexporte um 17,9%. Die Exporte insgesamt (inklusive Dienstleistungen) leisteten einen negativen Wachstumsbeitrag von 6,8 Prozentpunkten zum realen BIP.¹

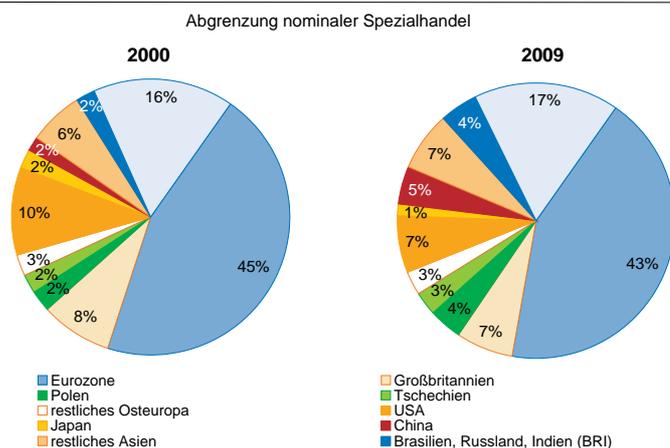
Für 2010 sind wieder positive Impulse aus dem Exportgeschäft zu erwarten: Das ifo Institut prognostiziert einen Zuwachs der deutschen Exporte von 10,8% (vgl. Carstensen et al. 2010). Andere Institutionen wie der Deutsche Industrie- und Handelskammertag (DIHK 2010), der Bundesverband Großhandel, Außenhandel, Dienstleistungen e.V. (BGA 2010) und die deutsche Bundesbank (2010) kommen zu ähnlichen Vorausschätzungen.

Woher soll der Anstieg der Exporte kommen? Wie Abbildung 1 zeigt, kam noch

vor zehn Jahren die wesentliche Nachfrage aus der Eurozone (45% der deutschen Ausfuhren), den USA (10%) und Großbritannien (8%). Bis 2009 haben die Exportanteile dieser traditionellen Hauptabnehmergruppe jedoch um 6 Prozentpunkte abgenommen. Im gleichen Zeitraum haben allein die BRIC-Länder (Brasilien, Russland, Indien und China) ihren Anteil an den deutschen Ausfuhren von 4% (2000) auf 9% (2009) erhöht. Dies dürfte sich fortsetzen. Betrachtet man nämlich die Industrieproduktion nach Ländergruppen seit August 2008, dem Monat vor der Insolvenz von Lehman Brothers, so zeigt sich, dass sich Asien deutlich dynamischer entwickelt als die Eurozone und die USA, möglicherweise kann sogar von einer Abkopplung gesprochen werden (vgl. Abb. 2). Da derzeit wenig dafür spricht, dass sich das Wachstumsdifferential zwischen Asien und der traditionellen Hauptabnehmergruppe merklich verringern wird, dürfte die deutsche Exportdynamik zum Großteil von der steigenden Nachfrage aus den asiatischen Schwellenländern getragen werden. Daneben werden auch die Bestellungen aus Brasilien und Polen – wenn auch in geringerem Maße – zur Dynamik beisteuern.

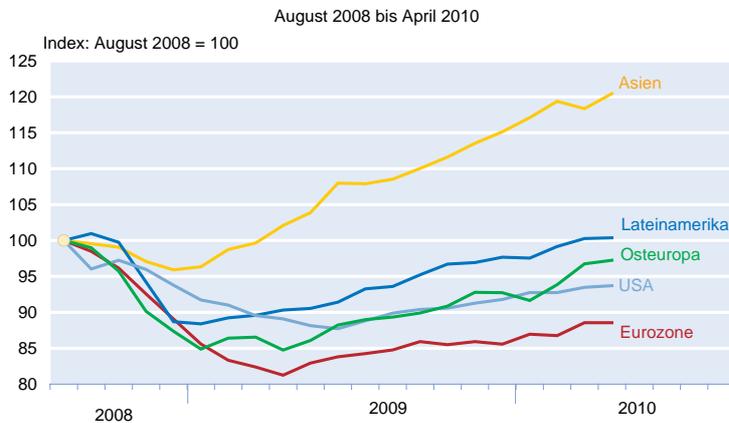
Um dieser Entwicklung für die Exportprognosen besser Rechnung zu tragen, wurde vom ifo Institut ein Exportnachfrageindikator entwickelt, der im Folgenden kurz vorgestellt werden soll. Im Anschluss daran wird die Frage nach der Bedeutung der einzelnen Absatzländer für den deutschen Export mit Hilfe des Indikators genauer beleuchtet.

Abb. 1
Exportanteile der einzelnen Regionen an den Warenexporten



¹ Da auch die Importe sanken, betrug der Wachstumsbeitrag des Außenbeitrags – 2,9 Prozentpunkte.

Abb. 2
Weltindustrieproduktion nach Ländergruppen



Quelle: CPN Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis; Berechnungen des ifo Instituts.

Konstruktion und Prognose des Exportnachfrageindikators

Die Grundidee des Indikators ist, die Nachfrage der 25 wichtigsten Absatzmärkte für deutsche Exportwaren zusammenzufassen und zu prognostizieren. Berücksichtigt werden die gesamte Eurozone (ohne Deutschland), Großbritannien, die USA, die BRIC-Staaten, Japan sowie ein beträchtlicher Teil Osteuropas, z.B. Polen und Tschechien. Dabei wird das Bruttoinlandsprodukt als Maß für die Marktgröße eines Absatzlandes verwendet und mit der Bedeutung des jeweiligen Landes für den deutschen Export gewichtet. Die Gewichtungsfaktoren berechnen sich als das Verhältnis der deutschen Exporte in das betreffende Land zu den deutschen Gesamtausfuhren. Daher trägt z.B. die Entwicklung in Frankreich, das in Abgrenzung des Spezialhandels mehr als 10% der deutschen Waren nachfragt, stärker zum Indikator bei als die Entwicklung in Brasilien, in das nur ca. 1% der gesamten deutschen Warenausfuhr geliefert wird.

Für die Betrachtung der Vergangenheit basiert der Indikator auf den von den jeweiligen Ländern veröffentlichten Quartalsdaten für das Bruttoinlandsprodukt und den vom Statistischen Bundesamt ausgewiesenen deutschen Exportzahlen.² Daraus lässt sich für jedes Land eine exportanteils-gewichtete BIP-Zeitreihe berechnen. Der Exportnachfrageindikator auf Basis der Bruttoinlandsprodukte, kurz IBIP, ergibt sich dann, indem für jedes Quartal der Mittelwert über alle Länder gebildet wird.³ Für einen Prognosezeitraum von bis zu zwei Jahren wird auf die Ländervorausschätzungen des ifo Instituts zurückgegriffen, während die jeweils aktuellen Exportanteile als Gewichtungsfaktoren verwendet werden.

² Aufgrund der schlechten Datenlage vor allem in Ländern Osteuropas und Asiens werden für die Erstellung des Indikators nur Zahlen ab dem ersten Quartal des Jahres 1995 berücksichtigt.

³ Neben diesem Indikator wurde vom ifo Institut ein weiterer Index entwickelt, der auf den jeweiligen Industrieproduktionen der Länder basiert. Dieser wird im Rahmen dieses Artikels aber nicht genauer vorgestellt.

Diese Konstanzannahme lässt sich damit begründen, dass sich die jeweiligen Anteile nur allmählich über den Zeitverlauf verändern.

Mit Hilfe des Indikators können statistisch-ökonomische Verfahren zur Prognose der deutschen Gesamtausfuhren in Abgrenzung der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen angewendet werden.⁴ Dabei kommen insbesondere Zeitreihenmodelle zum Einsatz, die den Exportzuwachs mit seinen eigenen Vergangenheitswerten sowie mit der aktuellen und den vergangenen Veränderungs-raten des Indikators und möglicherweise weiterer Variablen beschreiben. Im Folgenden stellen wir zur Illustration ein Fehlerkorrekturmodell vor, welches eine Langfristbeziehung zwischen den Exporten und dem Exportnachfrageindikator berücksichtigt.

Die abhängige Variable ($\Delta Export$) ist die Zuwachsrate der realen Warenexporte, als erklärende Variablen fließen der Exportnachfrageindikator ($IBIP$) und die preisliche Wettbewerbsfähigkeit ($Wettbew$) ein. Alle Variablen sind logarithmiert, ein Δ steht für eine Veränderungsrate. Für den Schätzzeitraum vom ersten Quartal 1995 bis zum ersten Quartal 2010 ergibt sich (t -Werte in Klammern):

$$\begin{aligned} \Delta Export_t = & -1,35 - 0,21 \left(Export_{t-1} - 2,51 IBIP_{t-1} \right) \\ & \quad \quad \quad (-3,59) \quad (-3,56) \quad \quad \quad (26,51) \\ & + 3,11 \Delta IBIP_t + 2,14 \Delta IBIP_{t-1} \\ & \quad \quad \quad (5,17) \quad \quad \quad (3,48) \\ & + 0,46 \Delta Wettbew_{t-1} - 0,54 \Delta Wettbew_{t-3} \\ & \quad \quad \quad (2,48) \quad \quad \quad (-3,09) \end{aligned}$$

Die Anpassung des Modells ist gut ($R^2 = 0,76$), Breusch-Goodfrey-Autokorrelationstests und CUSUM-Stabilitätstests zeigen keine Fehlspezifikation an.⁵ Die in der Klammer angegebene Langfristbeziehung lässt sich explizit darstellen als

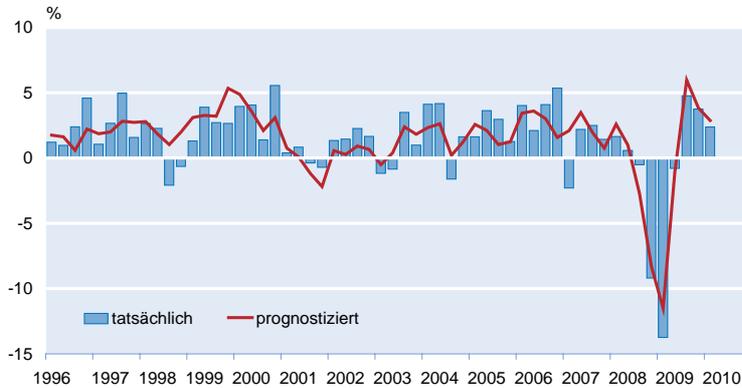
$$Export_t = 2,51 IBIP_t \quad (26,51)$$

Dies bedeutet, dass ein Anstieg des durchschnittlichen exportanteils-gewichteten Bruttoinlandsprodukts – und damit

⁴ Daneben werden auch mehrere Modelle mit den realen und nominalen Warenausfuhren in Abgrenzung des Spezialhandels geschätzt, da sich hier meistens ein besserer statistischer Zusammenhang ergibt. Die Prognosen dieser Modelle müssen allerdings in Wachstumsraten der realen Exporte in Abgrenzung der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen umgerechnet werden, wozu wiederum statistische Modelle herangezogen werden.

⁵ Die p -Werte der Autokorrelationstests erster und vierter Ordnung betragen 0,21 bzw. 0,54, der CUSUM- und der CUSUM²-Test können die Nullhypothese der Strukturstabilität nicht verwerfen.

Abb. 3
Vergleich der tatsächlichen Zuwachsraten der Warenexporte mit den prognostizierten Werten



Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

der für Deutschland relevanten Absatzmarktgröße – um 1% zu einem langfristigen Anstieg des Exportvolumens von rund 2,5% führt. Nach dieser Schätzung profitiert Deutschland also überproportional vom Wirtschaftswachstum in den Partnerländern.

In Abbildung 3 wird der Zusammenhang zwischen den realisierten Exportwachstumsraten und den geschätzten Werten $\Delta Export_t$ aus dem oben beschriebenen Modell graphisch dargestellt. Die blauen Balken stehen für die tatsächlichen, die rote Linie repräsentieren die geschätzten Zuwachsraten. Mit diesem Modell lässt sich die Exportdynamik sehr gut erklären.

Schwellenländer ziehen die Exporte

Im folgenden Abschnitt sollen die Entwicklung und Wachstumsaussichten wichtiger deutscher Absatzmärkte etwas genauer diskutiert werden. In Abbildung 4 wird die relative Bedeutung der einzelnen Absatzländer für den deutschen Export und deren Entwicklung in den letzten zehn Jahren dargestellt.

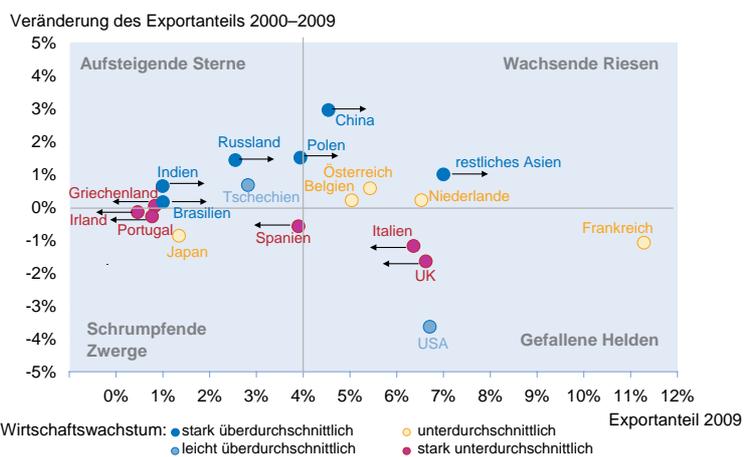
Auf der Abszisse ist der Anteil eines Landes an den deutschen Exporten in Abgrenzung des Spezialhandels im Jahr 2009 zu sehen. Länder in den rechten (linken) beiden Feldern sind also relativ bedeutend (unbedeutend) für das aktuelle Exportniveau. Die Ordinate trägt die Veränderung des Exportanteils im Zeitraum 2000 bis 2009 ab. Demnach haben Länder, die sich in den oberen (unteren) beiden Quadranten befinden, innerhalb der letzten zehn Jahre an Bedeutung für den deutschen Exportmarkt gewonnen (verloren). Ein Land im ersten Quadranten links oben

macht folglich einen geringen Anteil an den deutschen Exporten aus, hat aber in jüngerer Vergangenheit an Bedeutung gewonnen (»Aufsteigende Sterne«). Länder im zweiten Quadranten rechts oben sind überdurchschnittlich wichtig mit steigender Tendenz (»Wachsende Riesen«). Bezogen auf den durchschnittlichen Exportanteil ist das Gewicht der »Gefallenen Helden« (dritter Quadrant, rechts unten) für die deutschen Ausfuhr relativ hoch, jedoch seit dem Jahr 2000 rückläufig. Die »Schrumpfenden Zwerge« im vierten Quadranten links unten schließlich besitzen ein unterdurchschnittliches Gewicht bei rückläufiger Tendenz.

Die Farbskalierung beschreibt die prognostizierte wirtschaftliche Dynamik eines Landes relativ zur Entwicklung des Exportnachfrageindicators für 2010 und 2011. Wächst ein Land stark überdurchschnittlich, so wird erwartet, dass dieses Land in Zukunft deutlich mehr aus Deutschland nachfragen wird. Auf dieser Überlegung aufbauend, geben die Pfeile an, ob sich der Exportanteil des betreffenden Landes ausweiten wird. Ein nach rechts weisender Pfeil signalisiert einen zukünftig höheren Exportanteil, ein linksgerichteter Pfeil steht hingegen für eine abnehmende Bedeutung des jeweiligen Landes. Markierungen ohne Pfeil kennzeichnen einen konstanten oder sich nur leicht ändernden Ausfuhranteil.

Aus der Abbildung lassen sich drei wesentliche Erkenntnisse gewinnen. Erstens ist die Bedeutung der BRIC-Staaten für den deutschen Export zwar noch relativ gering, ihr Einfluss hat jedoch in den letzten zehn Jahren stetig zugenommen. Aus den vier Ländern stach besonders China mit einer Steigerung des Anteils von 2% (2000) auf 5% (2009) her-

Abb. 4
Vier-Felder-Tafel



Quelle: Statistisches Bundesamt; Berechnungen des ifo Instituts.

vor (vgl. auch Abb. 1). Besonders die Kraftfahrzeughersteller konnten profitieren. So fragte China 2009 mehr als 5% aller deutschen Automobilausfuhren nach, ein Jahrzehnt vorher waren es nur 0,6%. Aber auch bei der Nachfrage nach Maschinen baute China seinen Anteil an den deutschen Maschinenexporten mit einer Erhöhung von 2,7% (2000) auf 9,1% (2009) aus. In den kommenden Jahren dürfte die wirtschaftliche Dynamik in dieser Ländergruppe weiterhin äußerst kräftig verlaufen, die BRIC-Länder werden verstärkt deutsche Investitionsgüter nachfragen und damit die deutsche Exportwirtschaft weiter stimulieren.

Zweitens haben die USA und Großbritannien als klassische Abnehmer deutscher Güter weiterhin einen hohen Anteil an den deutschen Gesamtexporten. Insbesondere die USA haben aber in den letzten zehn Jahren Anteile verloren. Das ist hauptsächlich auf eine weniger dynamische Nachfrage nach Kraftfahrzeugen zurückzuführen – 2000 wurde noch ein Anteil von 16,6% an den deutschen Kraftfahrzeugexporten erzielt, bis 2009 schrumpfte er auf 10,2%. Aber auch in der Maschinen- und Chemiebranche wurden Rückgänge der Anteile zwischen 2000 und 2009 verzeichnet. Aufgrund der leicht überdurchschnittlichen Wachstumsaussichten (im Vergleich zur Änderung des Exportnachfrageindikators) deutet sich für die USA eine Stabilisierung des Exportanteils bei den aktuellen Verhältnissen an. Im Gegensatz dazu führen die prognostizierten stark unterdurchschnittlichen Wachstumsraten in Großbritannien zu einem deutlich schwächeren Nachfrageanstieg nach deutschen Gütern.

Drittens haben die PIIGS-Länder im Zeitraum von 2000 bis 2009 nur unwesentlich an Bedeutung für den deutschen Export verloren. In den kommenden Jahren dürfte diese Ländergruppe jedoch ein geringes Wirtschaftswachstum aufweisen, so dass sich die Nachfrage dieser Länder nach deutschen Investitionsgütern unterdurchschnittlich entwickeln wird. Ihr Anteil an den deutschen Gesamtexporten wird in Zukunft zurückgehen.

Fazit

Die indikatorgestützte Analyse ergibt, dass sich die Bedeutung der Absatzmärkte für die deutschen Exporteure verschiebt. Die wichtigsten Abnehmer wie die Eurozone und Großbritannien werden ihre bisherigen Anteile nicht halten können. Aufstrebende Länder wie China, Indien, Brasilien, Polen und Russland werden zunehmend das deutsche Exportwachstum beeinflussen. Das dortige hohe Wirtschaftswachstum und der damit einhergehende Bedarf an Investitionsgütern, aber auch der Vermögenszuwachs führen dazu, dass diese Länder vermehrt deutsche Güter nachfragen werden. Der fortgesetzten Erschließung dieser Märkte kommt deshalb eine zentrale Bedeutung für eine dynamische Entwicklung der deutschen Exportwirtschaft zu.

Literatur

- Carstensen, K., W. Nierhaus, K. Abberger, Chr. Breuer, T. Buchen, St. Elstner, Chr. Grimme, St. Henzel, N. Hristov, M. Kleemann, J. Mayr, W. Meister, G. Paula, A. Stangl, K. Wohlrabe und T. Wollmershäuser (2010), »ifo Konjunkturprognose 2010/2011: Auftriebskräfte verlagern sich nach Deutschland«, *ifo Schnelldienst* 63(12), 12–63.
- Bundesverband Großhandel, Außenhandel, Dienstleistungen (BGA, 2010), »Klare Aufwärtssignale aus dem Außenhandel«, Pressemitteilung vom 11. März 2010, http://www.bga-online.de/50.html?&tx_ttnews%5Bpointer%5D=4&tx_ttnews%5Btt_news%5D=105&tx_ttnews%5BbackPid%5D=47&cHash=d883eccc60.
- Deutsche Bundesbank (2010), *Monatsbericht Juni*, Frankfurt am Main.
- DIHK (2010), »Der deutsche Außenhandel AHK-Experten-Index 2010/2011«, Berlin.

Kasten Kapitalzuflüsse in aufstrebende Volkswirtschaften

Im Zuge des weltweiten wirtschaftlichen Aufschwungs traten die internationalen Kapitalflüsse wieder zunehmend in den Fokus der Diskussion. Einen besonderen Stellenwert nahm in diesem Zusammenhang die expansive Geldpolitik der USA ein. Vor allem seitens der asiatischen sowie lateinamerikanischen Schwellenländer wurde der Vorwurf erhoben, dass die Federal Reserve die restliche Welt mit billigem Geld fluten würde. Damit würde sie den Dollar abwerten und der US-Wirtschaft Wettbewerbsvorteile verschaffen. Zudem wurde kritisiert, dass die durch die expansive Geldpolitik der USA induzierten Kapitalströme vornehmlich in Form von Portfolioinvestitionen^{a)} ins Ausland fließen würden. Da diese im Gegensatz zu Direktinvestitionen vornehmlich kurzfristiger und spekulativer Natur seien, würden sie die Entstehung von Vermögenspreisblasen fördern. Darüber hinaus könnte diese Art von Investitionen während einer Krise – wie im Jahr 2008 – schnell wieder abgezogen werden, was zu zusätzlichen Verwerfungen und Belastungen der Währungen und der Kapitalmärkte in den betroffenen Länder führen würde.

Tatsächlich sind seit Anfang 2000 kumuliert über 400 Mrd. US-Dollar in Form von Portfolioinvestitionen in die Länder Korea, Indonesien, Taiwan, Thailand, Malaysia, Singapur und die Philippinen geflossen (vgl. Abb. 3.3). In Südamerika betrug die Größenordnung im selben Zeitraum für die Länder Brasilien, Mexiko, Chile und Kolumbien 230 Mrd. US-Dollar. Der Kapitalzufluss wurde lediglich im Jahr 2008 im Zuge der allgemeinen Verunsicherung an den Finanzmärkten unterbrochen.

Die Klagen über den hohen Umfang der Kapitalzuflüsse und den damit entstehenden kontinuierlichen Aufwertungsdruck auf die heimischen Währungen sind somit nicht gegenstandslos.^{b)} Allerdings zeigt die Abbildung ebenso, dass parallel zum Anstieg der Portfolioinvestitionen auch die Devisenreserven in diesen Ländern stark ausgeweitet wurden, was als Maß für die Intensität der Devisenmarktinterventionen der dortigen Zentralbanken zur Schwächung der eigenen Währung interpretiert werden kann. Daraus kann geschlussfolgert werden, dass sich die Schwellenländer aufgrund der hohen Kapitalzuflüsse in Form von spekulativen Portfolioinvestitionen tatsächlich einem Aufwertungsdruck ihrer heimischen Währungen ausgesetzt sehen. Gleichzeitig wird aber auch deutlich, dass die betroffenen Länder versuchen, eine Aufwertung ihrer Währung zu verhindern, indem sie aktiv in die Devisenmärkte eingreifen.

Die problematische Natur des kurzfristigen und spekulativen Charakters der Portfolioinvestitionen kann deutlich gemacht werden, wenn die verschiedenen Arten der Kapitalzuflüsse in Prozent des Bruttoinlandsprodukts der jeweiligen Region ausgedrückt werden (vgl. Abb. 3.3). Dabei wird offensichtlich, dass der Anteil der spekulativen Kapitalzuflüsse (Portfolioinvestitionen und weitere nicht näher definierte Investitionen, zu denen unter anderem auch Investitionen in Finanzderivate gehören) bis zur Finanzkrise gegenüber den langfristig orientierten ausländischen Direktinvestitionen stark angestiegen war. Während der Krise wurden diese Gelder schnell und in großem Umfang wieder abgezogen, was für die betroffenen Länder zu zusätzlichen Verwerfungen auf den Kapital- und den Devisenmärkten führte. Seit Anfang 2009 setzt sich der durch die Krise unterbrochene Trend mit der globalen Erholung jedoch fort; der Anteil der spekulativen Kapitalzuflüsse steigt wieder, während die ausländischen Direktinvestitionen stagnieren und noch immer deutlich unter ihrem Vorkrisenniveau liegen.

^{a)} Portfolioinvestitionen stellen hauptsächlich Aktien, festverzinsliche Wertpapiere sowie Investmentzertifikate dar.

^{b)} Der gemeinsame Wechselkurs der asiatischen und lateinamerikanischen Länder wurde aus den bilateralen Wechselkursen gegenüber dem US-Dollar durch Indexierung und Gewichtung mit dem BIP in Kaufkraftparitäten berechnet.

Kasten 1.2**Zur langfristigen Zahlungsfähigkeit Italiens**

Die Staatsverschuldung in Italien wird dieses Jahr voraussichtlich 120,5% des Bruttoinlandsprodukts erreichen. Damit wird sie nach wie vor deutlich über dem Durchschnitt im Euroraum (88%) liegen und die zweithöchste in der Eurozone sein. Zugleich sind seit dem Sommer die Zinsen auf italienische Staatsanleihen stark gestiegen. Während die Durchschnittsverzinsung über alle Laufzeiten aktuell bei 5,5% liegt, erreichte die vom Markt geforderte nominale Rendite auf zehnjährige italienische Staatsanleihen Ende November 6,8%. Zuweilen wird argumentiert, dass ein Zinsniveau von rund 7% angesichts der hohen Staatsverschuldung zur Überschuldung Italiens führen wird.

Die Solvenz eines Staates hängt jedoch nicht nur von der Höhe der bereits akkumulierten Schulden und den Refinanzierungskosten ab, sondern auch von der Entwicklung seiner künftigen Primärsalden. Dieser Kasten soll Aufschluss über die Höhe der Primärüberschüsse geben, die Italien künftig generieren muss, um solvent zu bleiben. Dabei werden die Annahmen bezüglich der langfristigen Refinanzierungskosten sowie der langfristigen Zuwachsrates des Bruttoinlandsprodukts variiert.

Die hier verwendete Solvenzbedingung ergibt sich aus der so genannten intertemporalen Budgetrestriktion des Staates und fordert, dass der Gegenwartswert aller künftigen Primärüberschüsse (relativ zum nominalen Bruttoinlandsprodukt) größer oder gleich der Staatsverschuldung (relativ zum nominalen Bruttoinlandsprodukt) in der laufenden Periode sein muss. Unter der Annahme langfristiger konstanter durchschnittlicher Refinanzierungszinsen für Staatsanleihen sowie einer konstanten Wachstumsrate des nominalen Bruttoinlandsprodukts lässt sich diese Forderung darstellen als

$$b_t = \left(\frac{1+m}{1+i} \right) \sum_{h=0}^{\infty} \left(\frac{1+m}{1+i} \right)^h p s_{t+1+h} = \frac{1+m}{i-m} p s ,$$

wobei b_t die Schuldenstandsquote am Ende des Jahres t , i den (zeitkonstanten) Zins, m die Wachstumsrate des nominalen Bruttoinlandsprodukts, und $p s_t$ die (zeitkonstante) Primärsaldoquote bezeichnen.^{a)} Dabei gilt

$$1+m = (1+g)(1+\pi) ,$$

wobei g und π die Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts bzw. die Inflationsrate kennzeichnen. Die daraus abzuleitende Forderung

$$p s = \frac{i-m}{1+m} b_t$$

beschreibt genau genommen, welche (durchschnittliche) Primärsaldoquote in allen zukünftigen Perioden erreicht werden muss, um die ausstehende Staatsverschuldung bei gegebenem (durchschnittlichen) Wachstum des nominalen Bruttoinlandsprodukts und gegebenem (durchschnittlichen) Zins für Schuldtitel zu stabilisieren. Eine darüber hinausgehende Primärsaldoquote führt daher zu einem Abbau der Schuldenquote.

Wir setzen den Startzeitpunkt t gleich dem Jahr 2014 und unterstellen, dass ab 2014 die Inflationsrate, das Wachstum des realen Bruttoinlandsprodukts und die Staatsanleihezinsen in Italien konstant bleiben. Für die Teuerungsrate wählen wir den Zielwert der EZB von 2%. Die reale Zuwachsrates der aggregierten Produktion setzen wir entweder auf dem im Zeitraum 1992–2006 beobachteten Durchschnittswert von 1,5% oder auf 1%, was dem Mittelwert über die zehn Jahre vor Ausbruch der Finanzkrise entspricht. Zwar dürfte sich die Schuldenquote Italiens nach Projektionen der Europäischen Kommission in den kommenden Jahren angesichts der zusätzlichen Sparanstrengungen stabilisieren. Um der Skepsis an den Finanzmärkten Rechnung zu tragen, wird neben dieser eher optimistischen Variante (Schuldenstand verharrt bei $b_t = 120,5\%$) auch eine deutlich pessimistischere Variante simuliert (Schuldenstand steigt bis Ende 2013 auf $b_t = 130\%$).

Tabelle 1.1 zeigt für plausible Annahmen über den Zins auf Staatsanleihen und Wachstumsraten des realen Bruttoinlandsprodukts die Primärsaldoquoten, die benötigt werden, um Solvenz sicherzustellen. Erwartungsgemäß steigt der erforderliche Primärüberschuss in Relation zum Bruttoinlandsprodukt mit zunehmenden Refinanzierungskosten und/oder abnehmender Zuwachsrates der aggregierten Wirtschaftsleistung. Das erste Panel nimmt eine dauerhafte Schuldenstandsquote von 120,5% an, die Inflationsrate beträgt 2%. Unterstellt man, dass sich die Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts in Italien auf seinem Durchschnittswert über die letzten 20 Jahre von etwa 1,5% stabilisiert und zugleich die durchschnittlichen Refinanzierungszinsen auf ihrem heutigen Wert von 5,5% verbleiben, so benötigt das Land einen Primärüberschuss von 2,29% in Relation zum Bruttoinlandsprodukt. Würde sich Italien künftig einem Staatsanleihezins von 7% gegenübersehen, so bräuhete seine Regierung Primärüberschüsse in Höhe von 4,04% des nominalen Bruttoinlandsprodukts. Bei diesen Primärsalden würde die öffentliche Schuldenquote ad infinitum auf ihrem Anfangswert von 120,5% verharrten. Erst höhere Primärüberschüsse würden einen allmählichen Abbau der Staatsschuldenquote ermöglichen. So benötige Italien bei einem Primärüberschuss von 5% der aggregierten Wirtschaftsleistung und einem Refinanzierungszins von 7% etwa 17 Jahre, um den Schuldenstand auf knapp 100% des nominalen Bruttoinlandsprodukts zu senken. Bei einer Verzinsung von 5,5% und einem Primärsaldo von 5% würde es nur noch knapp acht Jahre dauern, bis die Staatsschuldenquote 100% unterschreitet.

Tab. 1.1
Italien, solvenzsichernde Primärsalden
 Inflationsrate: 2%

Variante A: Schuldenstandsquote 120,5%			
		Refinanzierungszins in %	
		5,5	7
		erforderlicher Primärsaldo in %	
Reales BIP-	1	2,90	4,66
Wachstum in %	1,5	2,29	4,04
Variante B: Schuldenstandsquote 130%			
		Refinanzierungszins in %	
		5,5	7
		erforderlicher Primärsaldo in %	
Reales BIP-	1	3,13	5,02
Wachstum in %	1,5	2,47	4,36

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Die erforderliche Primärsaldoquote steigt, wenn man von einer durchschnittlichen Wachstumsrate der aggregierten Produktion von 1% ausgeht. In diesem Fall bräuchte Italien Primärüberschüsse von 2,90% und 4,66%, sollten sich die Refinanzierungszinsen bei 5,5% bzw. 7% einpendeln. Entsprechend würde es bei einem hypothetischen Primärüberschuss von 5% etwa neun bzw. 32 Jahre dauern, bis die öffentliche Schuldenquote die 100%-Marke unterschritten hat. Steigt die Schuldenstandsquote an, erhöhen sich die erforderlichen Primärsaldoquoten marginal (vgl. Tab. 1.1, Variante B).

Der historische Vergleich zeigt, dass die in Italien benötigten Primärsalden durchaus erreichbar sind. So lag der Primärüberschuss Italiens im Zeitraum 1992–2006 im Durchschnitt bei

3,1% des Bruttoinlandsprodukts. Im Zeitraum 1997–2001 wurde sogar ein positiver Primärsaldo von 5,0% der aggregierten Produktion erzielt. Auch andere Euroraumländer konnten in den zwei Jahrzehnten vor Ausbruch der Finanzkrise (1992–2006) Primärüberschüsse ähnlicher Größenordnung erzielen. So lag der positive Primärsaldo in Belgien, Irland und Finnland bei 4,8%, 3,8% bzw. 2,9% des Bruttoinlandsprodukts.^{b)} Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass die langfristigen Primärüberschüsse, die Italien benötigt, um zahlungsfähig zu bleiben, zwar hoch sind, im historischen Vergleich jedoch durchaus im Bereich des ökonomisch Möglichen und des politisch Tragbaren liegen.

^{a)} Zur Herleitung dieses Zusammenhangs vgl. M. Obstfeld und K. Rogoff, Foundations of International Macroeconomics, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, 1996, Kapitel 3.

^{b)} Vgl. Europäische Kommission, »European Economic Forecast«, Autumn 2011, Statistischer Anhang, Tabelle 37, online verfügbar unter: http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/european_economy/2011/pdf/ee-2011-6_en.pdf.

Kasten 4.3**Sensitivität des deutschen Exports gegenüber der Entwicklung in den GIPS-Ländern**

Aufgrund der ungewöhnlich hohen Unsicherheit über die weitere Entwicklung in den südeuropäischen Peripherieländern – Griechenland, Italien, Portugal und Spanien (GIPS) – stellt sich die Frage, inwiefern der deutsche Export stärker betroffen sein könnte, als im Basisszenario prognostiziert. Im Folgenden wird deshalb untersucht, wie abhängig der deutsche Export von diesen Ländern ist und wie sich die Ausfuhren in negativeren Szenarien entwickeln könnten. Seit 2007 ging der Anteil der deutschen Wareneinfuhren, der in den GIPS-Ländern abgesetzt wurde, kontinuierlich zurück. Im Jahr 2011 betrug er 10,3%. Von den vier Ländern sind Italien und Spanien die Hauptabnehmer deutscher Güter (2011: 5,9% bzw. 3,3% aller deutschen Güterexporte), während Griechenland und Portugal nur eine sehr geringe Rolle spielen (2011: 0,5% bzw. 0,7%).

Im Folgenden werden Alternativszenarien untersucht, in denen das jeweilige Bruttoinlandsprodukt der GIPS-Länder um 1 Prozentpunkt (Szenario 1), 3 Prozentpunkte (Szenario 2) oder 5 Prozentpunkte (Szenario 3) stärker sinkt als im Basisszenario für 2012 prognostiziert. Zuerst wird die Elastizität des deutschen Exports bezüglich einer Veränderung des Bruttoinlandsprodukts in den GIPS-Ländern berechnet. Dazu wird die Veränderung des deutschen Exports in die betreffenden Länder in Relation gesetzt zur Veränderung des gesamten dortigen Bruttoinlandsprodukts. Dabei wird über die Jahre 2010 und 2011 gemittelt, um eine Schätzung zu erhalten, die das Verhalten in der aktuellen Krise reflektiert. Die so geschätzte Elastizität für die GIPS-Länder beträgt 5,4, d.h., ein Rückgang des Bruttoinlandsprodukts aller GIPS-Länder um 1% korrespondierte in den Jahren 2010 und 2011 mit einer Abnahme der deutschen Exporte in diese Region um 5,4%. Diese hohe Elastizität reflektiert die ungewöhnlich starken Anpassungsreaktionen in den GIPS-Ländern zwischen 2010 und 2011. Betrachtet man stattdessen einen Zeitraum von zehn Jahren und schätzt die Elastizität für 2002 bis 2011, so ergibt sich der weitaus geringere Wert von 1,0. Dieser lässt sich als ein langjähriger Durchschnitt interpretieren und sollte angesichts der Umbrüche in den GIPS-Ländern als Untergrenze für die zu erwartende Reaktion aufgefasst werden.

Im nächsten Schritt wird die Veränderung des deutschen Exports in die GIPS-Länder berechnet unter der Annahme, dass das Bruttoinlandsprodukt dieser Länder um 1, 3 oder 5 Prozentpunkte stärker zurückgeht als in der Prognose unterstellt. Dabei wird die Elas-

Tab. 4.5**Reaktion der Zuwachsrates der deutschen Exporte**

	Hohe Elastizität (5,4)			Niedrige Elastizität (1,0)		
	Szenario 1 (BIP – 1 PP)	Szenario 2 (BIP – 3 PP)	Szenario 3 (BIP – 5 PP)	Szenario 1 (BIP – 1 PP)	Szenario 2 (BIP – 3 PP)	Szenario 3 (BIP – 5 PP)
Effekt auf die Zuwachsrates der deutschen Exporte in die GIPS-Länder ^{a)}	- 5,4	- 16,3	- 27,2	- 1,0	- 3,1	- 5,1
Effekt auf die Zuwachsrates der deutschen Gesamtexporte ^{a)}	- 0,6	- 1,7	- 2,8	- 0,1	- 0,3	- 0,5

Anmerkungen: Hohe Elastizität für den Zeitraum 2010 bis 2011 geschätzt. – Niedrige Elastizität für den Zeitraum 2002 bis 2011 geschätzt. – PP = Prozentpunkte. – ^{a)} Abweichung von der Basisprognose in Prozentpunkten.

Quelle: Statistisches Bundesamt; Berechnungen des ifo Instituts.

Fortsetzung Kasten 4.3

tizität der Nachfrage nach deutschen Gütern berücksichtigt. Danach wird errechnet, um wie viel geringer der deutsche Gesamtexport in den Alternativszenarien ausfallen würde. Dazu wird die Summe aus den deutschen Exporten in die GIPS-Länder in dem jeweiligen Szenario und den deutschen Exporten in den Rest der Welt im Basisszenario gebildet.

Nicht berücksichtigt wird daher, dass es in den Alternativszenarien zu Nachfrageänderungen nach deutschen Gütern aus dem Rest der Welt im Vergleich zur Basisprognose kommen kann. Auch wird von Preisreaktionen abstrahiert. Der Vorteil dieser Herangehensweise ist, dass der Erstrundeneffekt aus einer Änderung des Bruttoinlandsprodukts der GIPS-Länder auf den deutschen Export isoliert betrachtet wird. Zum Schluss wird die Veränderung der deutschen Exporte in dem jeweiligen Alternativszenario in Relation zur Ausfuhr der Basisprognose errechnet.

Wird davon ausgegangen, dass mit dem Fortgang der Krise auch die Nachfrageelastizität der GIPS-Länder auf dem hohen Wert der Jahre 2010 und 2011 verharrt, da diese Länder im Krisenmodus bleiben, so dürfte der deutsche Gesamtexport um 0,6 Prozentpunkte weniger zunehmen, wenn das Bruttoinlandsprodukt der GIPS-Länder um einen Prozentpunkt stärker schrumpft als prognostiziert (vgl. Tab. 4.5). Bricht das dortige Bruttoinlandsprodukt sogar um 3 oder 5 Prozentpunkte stärker ein als veranschlagt, dürfte der deutsche Gesamtexport um 1,7 bzw. 2,8 Prozentpunkte weniger steigen. Abgeleitet vom langjährigen Durchschnitt wäre die Reaktion dagegen deutlich geringer. Zieht man nämlich die niedrigeren Elastizitäten heran, die sich aus dem Zeitraum von 2002 bis 2011 ergeben, ist mit einem deutlich geringeren Abschlag für die deutschen Ausfuhren um 0,1 Prozentpunkte (Szenario 1), 0,3 Prozentpunkte (Szenario 2) bzw. 0,5 Prozentpunkte (Szenario 3) zu rechnen. Diese Werte stellen angesichts der aktuellen Umwälzungen in den Krisenländern allerdings lediglich eine Untergrenze für die zu erwartende Exportreaktion dar.

Kasten 4.6
Zur Rückführung des Staatsdefizits in Deutschland

Für das Jahr 2013 wird ein ausgeglichener Staatshaushalt erwartet, was seit der Finanzkrise 2009 nicht mehr erreicht wurde. Unter Berücksichtigung konjunktureller Faktoren und Einmaleffekte würde damit erstmals in der gesamtdeutschen Geschichte ein auch strukturell ausgeglichener Staatshaushalt erreicht werden. Die günstige finanzwirtschaftliche Situation in Deutschland wirft die Frage auf, wie dies erreicht wurde, da für den deutschen Staat noch bis vor kurzem erhebliche strukturelle Defizite geschätzt worden sind.¹

Von Interesse ist dabei, welche Budgetkomponenten – gemessen in Relation zum nominalen Bruttoinlandsprodukt – sich seit 2002 bzw. 2006 verändert haben und für die Rückführung des Defizits verantwortlich sind (vgl. Abb. 4.21). Um den Einfluss konjunktureller Faktoren zu vermeiden, sind ausschließlich Vergleichsjahre gewählt worden, in denen die Produktionslücken weitgehend geschlossen und damit die Konjunkturkomponenten unmaßgeblich waren.

Den mit Abstand größten Anteil an der Konsolidierung des Budgetdefizits haben die monetären Sozialleistungen, welche sich in etwa zu gleichen Teilen aus den Ausgaben der Rentenversicherung und den Ausgaben für das Arbeitslosengeld ergeben. Seit 2002 sind diese Ausgaben um 2,8 Prozentpunkte (im Verhältnis zum Bruttoinlandsprodukt) gesunken. Allerdings waren diese Sozialleistungen in den 1990er Jahren für den starken Anstieg der Budgetdefizite maßgeblich gewesen. Während der Anteil der monetären Sozialleistungen am Bruttoinlandsprodukt im Jahr 1992 noch bei 16% gelegen hatte, war diese Quote im Jahr 2003 auf 19% angestiegen. Gegenüber dem Jahr 2006 ergibt sich immer noch eine Reduktion um 1,8 Prozentpunkte im Jahr 2013; sie trägt zur Konsolidierung am aktuellen Rand maßgeblich bei.

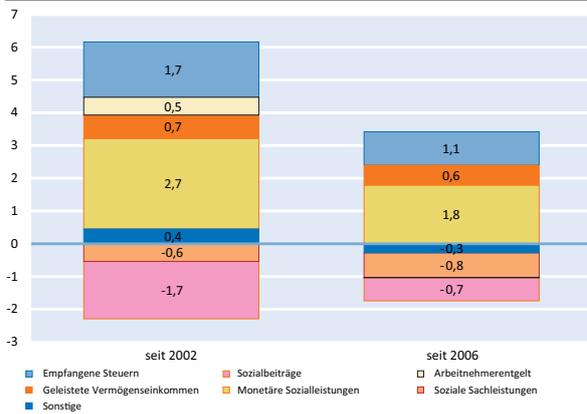
Insgesamt kann von einer ausgabenseitigen Konsolidierung gesprochen werden. Zwar sind auch die Steuereinnahmen des Staates seit 2002 spürbar angestiegen; die Beitragseinnahmen der Sozialversicherung sind jedoch in gleichem Umfang zurückgegangen, weshalb sich gesamtstaatlich die Einnahmesituation kaum verändert hat. So war etwa im Jahr 2007 die Erhöhung der Mehrwertsteuer mit der Senkung der Beitragssätze verbunden gewesen. Weitere Minderausgaben ergeben sich aufgrund der Reduktion der Arbeitnehmerentgelte des Staates, die insbesondere zwischen 2002 und 2006 nur unterdurchschnittlich zugenommen haben, und aufgrund einer sehr günstigen Zinsentwicklung. Obwohl sich die Schuldenquote seit 2006 deutlich erhöht hat, dürften die geleisteten Vermögenseinkommen des Staates deutlich (um 0,6% des BIP) zurückgehen. Mehrausgaben hingegen ergaben sich bei den sozialen Sachleistungen, getrieben durch die Ausgaben der Krankenversicherung.

Während die Senkung der monetären Transfers wohl vor allem aufgrund der Agenda 2010 und der Sparmaßnahmen bei den Rentenausgaben zustande gekommen ist und daher strukturell ist, dürfte sich die Abnahme der Zinsausgaben in Folge des sehr günstigen Zinsniveaus eher als temporär erweisen. Denn bei einer Normalisierung des Zinsniveaus dürften die Zinsausgaben wieder deutlich steigen.

¹ Vgl. auch Breuer, Chr. (2012), »Strukturelle Konsolidierung ohne Finanzpolitik«, *ifo Schnelldienst* 65(10), 38–43.

Abb. 4.21

Beiträge zur Veränderung des Finanzierungssaldos des Staates
 in % des BIP

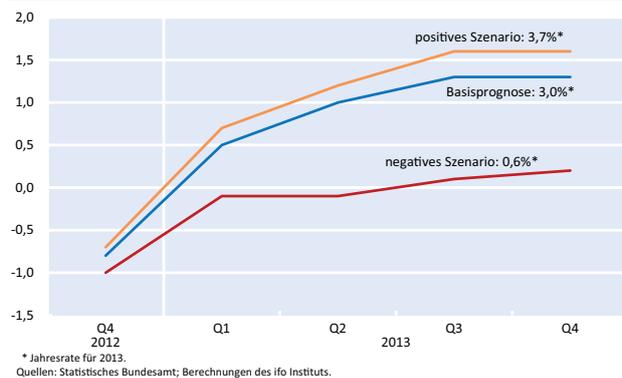


Quelle: Statistisches Bundesamt; Berechnungen des ifo Instituts.

Kasten 3.3
Zur Sensitivität des deutschen Exports gegenüber der Weltkonjunktur

Die ungewöhnlich hohe Unsicherheit über die Weltkonjunktur wirft die Frage auf, wie stark die deutsche Exportwirtschaft betroffen wäre, wenn die weltweite Nachfrage nach deutschen Gütern und Dienstleistungen deutlich vom Basisszenario abweicht. Um die Auswirkungen abzuschätzen, werden zwei plausible Alternativszenarien definiert. Im pessimistischen Szenario wird angenommen, dass sich die Eurokrise erheblich verstärkt und auf Osteuropa ausweitet, während die kompensierenden Nachfragezuwächse aus anderen Weltregionen wegfallen, auch weil die fiskalische Klippe in den USA voll zum Tragen kommt und der Konflikt zwischen China und Japan eskaliert.¹ Das optimistische Szenario geht davon aus, dass sich der Euroraum etwas schneller als erwartet aus der Rezession löst, was positiv auf Osteuropa ausstrahlt, und dass die Konjunktur in anderen Weltregionen überraschend stark ist, weil die USA die fiskalische Klippe umschiffen und sich der chinesische Immobiliensektor zügig erholt.²

Abb. 3.10
Szenarien für die Veränderung der realen Exporte
 Veränderung gegenüber dem Vorquartal in %



Um zu untersuchen, wie sich die deutschen Ausfuhren in diesen Szenarien entwickeln, wird der ifo Exportnachfrageindikator genutzt, der die Zuwachsraten des Bruttoinlandsprodukts der einzelnen Absatzländer mit der Bedeutung des jeweiligen Landes für den deutschen Export gewichtet.³

Mit Hilfe eines Fehlerkorrekturmodells, das die Abhängigkeit der Ausfuhren vom ifo Exportnachfrageindikator und einem Indikator der preislichen Wettbewerbsfähigkeit modelliert, werden die Szenarien in abweichende Prognosen umgesetzt. Für das optimistische Szenario ergibt sich ein Exportzuwachs von 3,7% – ein Plus von nur 0,7 Prozentpunkten gegenüber der Basisprognose (vgl. Abb. 3.10).

Das negative Szenario impliziert eine sehr schwache Exportsteigerung um lediglich 0,6 %. Dies liegt 2,4 Prozentpunkte unter der Basisprognose. Eine einfache Überschlagsrechnung legt nahe, dass sich dieser Exportverlust zu rund einem Viertel in der Produktion niederschlägt.⁴ Folglich würde das Bruttoinlandsprodukt im pessimistischen Szenario soweit gedämpft, dass es im Durchschnitt des Jahres 2013 ungefähr zu einer Stagnation käme. Im Winterhalbjahr wäre gar mit einer Rezession zu rechnen.

¹ Konkret wird unterstellt, dass die Änderungsrate des Bruttoinlandsprodukt in der Eurozone im Durchschnitt des Jahres 2013 um 1,1 Prozentpunkte, in Osteuropa um 4,2 Prozentpunkte, in Asien um 1,3 Prozentpunkte und in den USA um 0,8 Prozentpunkte geringer ausfällt als im Basisszenario.

² Konkret wird unterstellt, dass die Eurozone im Jahr 2013 im Schnitt um 0,3 Prozentpunkte stärker wächst als im Basisszenario, Asien um 1,4 Prozentpunkte, Osteuropa um 2,1 Prozentpunkte und die USA um 0,7 Prozentpunkte.

³ Für eine detaillierte Beschreibung des Indikators, vgl. S. Elstner, C. Grimme und T. Siemsen (2010), »Die größten aufstrebenden Märkte für deutsche Exporte liegen in Asien und Osteuropa«, *ifo Schnelldienst* 63(16), 22–25.

⁴ Die Exporte machen rund 50% des BIP aus. Ungefähr die Hälfte der Ausfuhren wird als Vorleistungen importiert, so dass eine Änderung der Exportnachfrage zu rund einem Viertel unmittelbar auf die deutsche Produktion durchschlägt. Es ist zu beachten, dass bei dieser Analyse wichtige Wechselwirkungen zwischen den Absatzländern sowie innerhalb der deutschen Volkswirtschaft nicht berücksichtigt werden. Die Ergebnisse sind daher eine grobe Abschätzung.

Kasten 3.2**Zu den konjunkturellen Auswirkungen der Hochwasserkatastrophe im Juni 2013**

Das Hochwasser im Juni 2013 hat in vielen Bundesländern große Verwüstungen hinterlassen. Erste Schätzungen taxieren die Schadenshöhe auf rund 12 Mrd. Euro. Auch wenn die Verteilung der Schäden auf den öffentlichen und privaten Kapitalstock sowie auf unterschiedliche Güterklassen (z.B. Infrastruktur, Immobilien, Einrichtungsgegenstände und andere langlebige Wirtschaftsgüter) noch unklar ist, so ist doch damit zu rechnen, dass die Beseitigung der Schäden und die Wiederherstellung des Kapitalstocks gesamtwirtschaftlich relevante Nachfrageeffekte haben. So zeigen die Erfahrungen mit früheren Hochwasserkatastrophen, dass sich diese kurzfristig auf den Konjunkturverlauf auswirken können. Studien zufolge erhöhte sich etwa infolge des Hochwassers 2002 das regionale Bruttoinlandsprodukt sichtbar.¹

Eine besondere Bedeutung dürfte dabei den Maßnahmen der öffentlichen Hand zukommen. Zur Beseitigung der Flutschäden hatte die Bundesregierung im September 2002 den Solidaritätsfonds „Aufbauhilfe“ in Höhe von 7,1 Mrd. Euro aufgelegt. Damals haben sich die Aufwendungen zur Beseitigung der Schäden über Jahre hingezogen, aber ein Großteil der Hilfen wurde in den ersten Jahren gewährt. Auch diesmal hat die Landes- und Bundespolitik ein öffentliches Hilfsprogramm zur Beseitigung der Flutschäden vorgesehen. Es soll nach derzeitigem Stand einen Umfang von rund 8 Mrd. Euro haben. Für die verbleibenden 4 Mrd. Euro dürften die privaten Akteure eigene Ressourcen mobilisieren, zumal Teile der Schäden durch Versicherungen gedeckt sind.

In der vorliegenden Prognose wird unterstellt, dass ungefähr ein Drittel der Schäden – also in Höhe von rund 4 Mrd. Euro – im laufenden Jahr behoben wird, ein weiteres Drittel in 2014 und das letzte Drittel in den Folgejahren, jeweils im Verhältnis 2:1 finanziert aus öffentlichen und privaten Quellen. Dies impliziert, dass der aktuelle Hilfsfonds im Prognosezeitraum Mittel in Höhe von rund 5,3 Mrd. Euro abrufen wird, etwa die Hälfte davon im laufenden Jahr. Auf Basis der Erfahrung mit dem Hochwasserhilfsfonds der Jahre 2002 bis 2007 wird davon ausgegangen, dass die staatlichen Hilfen speziell für die öffentlichen Bauinvestitionen und für Vermögenstransfers an die privaten Haushalte und Unternehmen in Form von Unterstützungszahlungen verwendet werden. Diese dürften dann vor allem in die privaten Bauinvestitionen und die Konsumausgaben fließen.

Konjunkturell relevant sind allerdings nur zusätzliche Aufwendungen. Es ist damit zu rechnen, dass die Privaten und der Staat an anderer Stelle Ausgaben streichen oder in die Zukunft verschieben, zumal die vielerorts ohnehin gut ausgelasteten Baukapazitäten wohl kaum ausreichen, um die Schadensfälle kurzfristig parallel zu den planmäßigen Aufträgen zu bearbeiten. Es wird daher unterstellt, dass lediglich drei Viertel der Zahlungen tatsächlich zusätzlich sind, also jeweils rund 3 Mrd. Euro im laufenden und im kommenden Jahr. Der Impuls beträgt auf Basis dieser Annahmen in 2013 und 2014 jeweils rund 0,1% des Bruttoinlandsprodukts. Davon werden jeweils etwa 2 Mrd. Euro defizitwirksam vom Staat getragen, während die Privaten pro Jahr ungefähr 1 Mrd. Euro zusätzlich mobilisieren.

Für die Verteilung der zusätzlich angestoßenen Nachfrage auf die Nachfragekomponenten wird folgendes unterstellt. Im Prognosezeitraum erhöhen sich die staatlichen Investitionen und die Konsumausgaben der privaten Haushalte um jeweils rund eine Mrd. Euro, während die privaten Bauinvestitionen um insgesamt 4 Mrd. Euro zunehmen.

¹ Vgl. M. Berlemann und G. Vogt (2007), »Kurzfristige Wachstumseffekte von Naturkatastrophen – Eine empirische Analyse der Flutkatastrophe vom August 2002 in Sachsen«, Ifo Working Paper No. 52.

Arbeitsmarkteffekte des flächendeckenden Mindestlohns in Deutschland – eine Sensitivitätsanalyse*

23

Steffen R. Henzel und Kira Engelhardt

Die Einführung des flächendeckenden Mindestlohns im Jahr 2015 in Deutschland stellt einen massiven wirtschaftspolitischen Eingriff in die Lohnverteilung dar. Über die Effekte, die für den Arbeitsmarkt zu erwarten sind, besteht jedoch erhebliche Unsicherheit. Neben den bekannten Informationen über die Lohnverteilung, über die die betroffenen Arbeitnehmer identifiziert werden, müssen zusätzliche Annahmen getroffen werden, die sich nur sehr schwer empirisch überprüfen lassen. Eine zentrale Annahme betrifft die Lohnelastizität der Arbeitsnachfrage, welche insbesondere mit der betrachteten Frist variiert. Eine andere Annahme bezieht sich auf den Anteil der Geringverdiener, die tatsächlich unter die Mindestlohnregelung fallen. Für eine Bandbreite von sinnvollen Annahmen dokumentieren wir, anhand einer Sensitivitätsanalyse, die Auswirkungen des Mindestlohns auf den Durchschnittslohn und die Lohnsumme sowie auf die Zahl der Beschäftigten. Im Sinne der Transparenz lässt sich so feststellen, unter welchen zentralen Annahmen man zu welchen Ergebnissen gelangt. Um der Heterogenität bei den Beschäftigungsformen gerecht zu werden, unterscheiden wir Vollzeit-, Teilzeit- und geringfügig Beschäftigte.

In Deutschland wird zum 1. Januar 2015 ein Mindestlohn in Höhe von 8,50 Euro je Stunde für alle Beschäftigten eingeführt. Ziel der Politik ist es, die Arbeitnehmer vor »unangemessen niedrigen Löhnen« zu schützen, so dass sich Arbeit »lohnt« und eine Vollzeitbeschäftigung »existenzsichernd« ist.¹ Zudem soll die Zahl der sogenannten »Aufstocker« reduziert und die Sozialsysteme entlastet werden.² Laut dem Gesetz zur Regelung des allgemeinen Mindestlohns, dem wichtigsten Bestandteil des am 2. April 2014 vom Bundeskabinett beschlossenen Gesetzes zur Stärkung der Tarifautonomie, werden Abweichungen durch Tarifverträge repräsentativer Tarifpartner auf Branchenebene bis 31. Dezember 2016 erlaubt. Danach gilt der flächendeckende Mindestlohn von 8,50 Euro uneingeschränkt.³

Allerdings stellt die Einführung des flächendeckenden Mindestlohns einen massiven wirtschaftspolitischen Eingriff in die Lohnverteilung dar (vgl. Falck et al. 2013).⁴ So erhalten beispielsweise 60%

aller geringfügig Beschäftigten einen geringeren Stundenlohn als 8,50 Euro, und die Löhne müssen für diese Personen um rund 40% angehoben werden (vgl. Brenke 2014). Vor diesem Hintergrund ist zu erwarten, dass die Verteuerung des Faktors Arbeit zu einem Rückgang der Arbeitsnachfrage führt.⁵ Dies ist der Preis für die oben formulierten Ziele. Wenn zudem einige Beschäftigungsformen sehr viel stärker betroffen sind, dann ist zu erwarten, dass ein Mindestlohn auch die Struktur der Beschäftigten verändert. Schließlich muss für die geringfügig Beschäftigten beachtet werden, dass durch die Anhebung der Löhne zahlreiche Arbeitnehmer die Schwelle von 450 Euro je Monat übertreffen würden und somit der Sozialversicherungspflicht unterlägen.

der Lohnverteilung bleiben hier unberücksichtigt. Selbst im Nachhinein dürfte nur sehr schwer zu überprüfen sein, welche der Lohnanhebungen durch den Mindestlohn ausgelöst wurde. Allerdings ist davon auszugehen, dass eine weitere Stauchung der Lohnverteilung die Effekte des Mindestlohns eher verstärken wird.

⁵ Das Monopsonmodell wird hier nicht betrachtet. Es geht davon aus, dass Arbeitnehmer systematisch und flächendeckend zu niedrig (d.h. unterhalb ihrer Produktivität) entlohnt werden, da nur ein einzelner Arbeitgeber auftritt, der seine Marktmacht ausnutzen kann, um die Löhne niedrig zu halten. In solch einem Umfeld könnten Lohnsteigerungen zu einer Ausweitung der Beschäftigung führen. Wenngleich dies vereinzelt vorkommen mag, so fehlt doch die empirische Evidenz, dass im Niedriglohnssektor in Deutschland derzeit flächendeckend Monopsongewinne realisiert werden. Zudem ist nicht klar, ob bei einer einheitlichen Anhebung des Lohnniveaus auf 8,50 Euro der – an der Produktivität gemessen – »richtige« Stundenlohn erzielt wird. Bei einem zu hoch angesetzten Mindestlohn ginge auch im Monopsonmodell die Arbeitsnachfrage zurück.

* Wir danken Karl Brenke und Ulrich Brautzsch für sehr hilfreiche Hinweise und Diskussionen.

¹ Koalitionsvertrag zwischen CDU, CSU und SPD, 18. Legislaturperiode, S. 48.

² Ob durch die Einführung eines Mindestlohns das Ziel der Existenzsicherung erreicht oder zumindest gefördert wird teilweise sehr kritisch gesehen (vgl. Brenke und Müller 2013).

³ Eine Kommission, die sich aus jeweils drei Vertretern der Arbeitnehmer und Arbeitgeber und einem Vorsitzenden zusammensetzt, wird in regelmäßigen Abständen die Höhe des Mindestlohns auf Angemessenheit überprüfen und gegebenenfalls anpassen.

⁴ Dadurch dass die Löhne der Geringverdiener auf mindestens 8,50 Euro angehoben werden, ist zu erwarten, dass auch die Löhne der Besserverdienenden angehoben werden, beispielsweise um dem Abstandsgebot im Tarifrecht gerecht zu werden. Die Effekte einer solchen Stauchung

Die Unsicherheit bei der Bestimmung der Arbeitsmarkteffekte des Mindestlohns ist enorm (vgl. Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose 2014). Ziel dieses Beitrags ist es, anhand einer Sensitivitätsanalyse die Auswirkungen des Mindestlohns für den deutschen Arbeitsmarkt zu dokumentieren. Im Sinne der Transparenz lässt sich so feststellen, unter welchen zentralen Annahmen man zu welchen Ergebnissen gelangt. Da jede quantitative Aussage über die Wirkung des Mindestlohns entscheidend von der Reaktion der Arbeitsnachfrage abhängt, soll die Sensitivität der Ergebnisse zunächst bezüglich verschiedener Lohnelastizitäten der Arbeitsnachfrage dargestellt werden. Eine weitere von uns betrachtete Einflussgröße auf die Ergebnisse ist der Anteil der überhaupt von einem Mindestlohn betroffenen Geringverdiener. Um den Besonderheiten im Arbeitsmarktsegment der Minijobs gerecht zu werden, kommen hier ebenfalls unterschiedliche Annahmen zum Tragen.

Der Artikel ist in drei Teile gegliedert. Zunächst wird erläutert, welche Effekte aufgrund der Einführung des Mindestlohns auf den Arbeitsmarkt zu erwarten sind. Im anschließenden Teil wird das Design der Analyse erläutert. Darauf aufbauend werden die Ergebnisse der Untersuchungen präsentiert.

Arbeitsmarkteffekte eines Mindestlohns

Geht man von einer einfachen Produktionsfunktion aus, bei der die beiden Produktionsfaktoren Kapital und Arbeit in die Produktion einfließen, sinkt die Arbeitsnachfrage, wenn der Produktionsfaktor Arbeit durch den flächendeckenden Mindestlohn teurer wird. Bei gegebenem Output wird Arbeit durch den Produktionsfaktor Kapital substituiert. Die Unternehmen reagieren also mit einer kapitalintensiveren Produktion auf den Mindestlohn. Wie stark die Reaktion der Arbeitsnachfrage ausfällt, hängt unter anderem von der Lohnelastizität ab.

Hierbei ist zu beachten, dass die »richtige« Elastizität genau genommen nicht existiert, sondern je nach Betrachtungsgegenstand variiert. Da der Mindestlohn Anpassungsprozesse auslöst, ist insbesondere die Länge des untersuchten Zeitraums von Bedeutung. Für den Zeitpunkt der Einführung des Mindestlohns unterscheidet sich die Elastizität eventuell nur gering von null, da es einige Zeit braucht, bis die Unternehmen ihre Produktionsprozesse anpassen. Auch dürften viele Arbeitgeber zunächst versuchen, die gestiegenen Kosten über Preiserhöhungen weiterzugeben. Mittelfristig ist allerdings davon auszugehen, dass eine Substitution von Arbeit durch Kapital in stärkerem Maße stattfindet, so dass die Elastizität auf längere Sicht wohl größer ist als bei rein kurzfristiger Betrachtung. Langfristig betrachtet muss wahrscheinlich mit einer sehr hohen Elastizität gerechnet werden, so dass im Extremfall alle Jobs

in diesem Segment wegfallen, was einer Elastizität von $-\infty$ entspräche. Zudem entstehen langfristig auch keine neuen Arbeitsplätze im Niedriglohnbereich (vgl. Meer und West 2013).

So existiert dann auch ein relativ breites Spektrum von Schätzungen zur Lohnelastizität der Arbeitsnachfrage. Für Deutschland legen Knabe, Schöb und Thum (2014) ihren Berechnungen eine Lohnelastizität von $-0,75$ zugrunde. Dabei verweisen sie auf empirische Studien über den Niedriglohnbereich in Deutschland, deren Ergebnisse für die Lohnelastizität zwischen $-0,6$ und -2 liegen (vgl. Sinn et al. 2006). In ihrem Übersichtsartikel argumentieren Neumark und Wascher (2004), dass die meisten Arbeiten zum Mindestlohn eine negative Lohnelastizität ermitteln. Dies gilt vor allem für die Artikel, die Untersuchungen über große Gruppen des Arbeitsmarktes anstellen (vgl. Neumark und Wascher 2007). Sie kommen zu dem Schluss, dass die Lohnelastizität im Bereich $-0,13$ bis $-0,24$ liegt. Gründe für die Unterschiede liegen in den unterschiedlichen Teilarbeitsmärkten, die betrachtet werden, oder in der Analyse von Ländern mit recht unterschiedlichen Arbeitsmarktinstitutionen. Zudem bestehen Zweifel an der direkten Übertragbarkeit der Ergebnisse auf die hier betrachtete Situation (vgl. dazu u.a. Bachmann et al. 2008). Schließlich kommt es bei der Festlegung auf eine Lohnelastizität genau genommen auch darauf an, welche Art der Tätigkeit man betrachtet, da vor allem viele Tätigkeiten im Niedriglohnbereich durch Automatisierung gefährdet sein dürften. Zudem dürfte es leichter fallen, wenig ausbildungsintensive Tätigkeiten ins Ausland zu verlagern. Dementgegen ist zu erwarten, dass die Arbeitsnachfrage im Bereich der Hochqualifizierten wesentlich schwächer auf Lohnerhöhungen reagiert. Es ist also zunächst unklar, welche Lohnelastizität jeweils anzusetzen ist. Alles in allem scheint aber ein Bereich zwischen 0 und -1 relevant zu sein.

Allerdings dürften nicht alle Arbeitnehmer, die weniger als 8,50 Euro verdienen, unmittelbar unter die Mindestlohnregelung fallen. Die zweite wichtige Bestimmungsgröße der Arbeitsmarkteffekte des Mindestlohns ist daher der Anteil der überhaupt vom Mindestlohn betroffenen Geringverdiener. Wer letztlich betroffen ist, lässt sich jedoch nicht eindeutig bestimmen, da es vielfältige Ausnahmeregelungen gibt. Zum einen müssen die bis Ende 2017 geltenden Übergangsregelungen für bereits ausgehandelte Tarifverträge berücksichtigt werden. Zum anderen gibt es Ausnahmen für Auszubildende, Jugendliche unter 18 Jahren und ehrenamtliche Tätigkeiten, sowie für Langzeitarbeitslose im ersten Halbjahr ihres neuen Arbeitsverhältnisses. Für Praktikanten gilt in der Regel der Mindestlohn, allerdings sind diejenigen ausgenommen, die ein Pflicht-, Schnupper- oder Orientierungspraktikum absolvieren. Überdies dürften einige Arbeitgeber versuchen, die Mindestlohnregelungen zu umgehen, indem beispielsweise Werkverträge vereinbart werden oder

Stückerlöne anstelle von Stundenlöhnen gezahlt werden. Bei letzterem ist zumindest unklar, wie diese in Zukunft auf einen Stundenlohn umgerechnet werden müssen, so dass die Mindestlohnregelung auf diese Weise unterlaufen werden könnte. Außerdem könnten vermehrt unbezahlte Überstunden geleistet werden.

Schließlich ist zu erwarten, dass der Mindestlohn auch die Struktur der Beschäftigten verändert. Lediglich rund 9% aller Vollzeitbeschäftigten verdienen derzeit weniger als 8,50 Euro, wohingegen dieser Anteil bei den geringfügig Beschäftigten mit 60% deutlich höher liegt (vgl. Brenke 2014).

Aufbau der Analyse

Die vorliegende Studie dokumentiert in einem ersten Schritt die Erhöhung des *Durchschnittslohns*, die aus der Einführung des Mindestlohns resultiert. Hier ist zu beachten, dass der Durchschnittslohn auch dann steigt, wenn unterdurchschnittlich bezahlte Arbeitskräfte entlassen bzw. in Zukunft gar nicht erst eingestellt werden. Die Auswirkungen des Mindestlohns auf die durchschnittliche Lohnsteigerungsrate zu untersuchen, ist unter anderem deshalb interessant, weil diese über die Lohnkomponente in die Rentenanpassungsformel einfließen. Des Weiteren dokumentieren wir den Effekt auf die *Beschäftigung* in den einzelnen Arbeitsmarktsegmenten. Die Betrachtung der *Lohnsumme* ist von Interesse, da oft angeführt wird, dass ein Mindestlohn die Kaufkraft erhöht. Tatsächlich ist eine Steigerung der Lohnsumme eine notwendige (wenn auch nicht hinreichende) Bedingung für eine Kaufkraftsteigerung.⁶ Zudem beeinflusst die Lohnsumme auch die Höhe des Steueraufkommens.

Wir unterscheiden im Folgenden die verschiedenen Beschäftigungsformen Vollzeit, Teilzeit (ohne Minijobs) und Minijobs. Untersucht man die Auswirkungen im Bereich der Minijobs, so muss zusätzlich beachtet werden, dass alle geringfügig Beschäftigten, deren Arbeitszeit mehr als 53 Arbeitsstunden je Monat beträgt (dies sind rund 40% aller geringfügig Beschäftigten, die weniger als 8,50 Euro verdienen) bei einem Stundenlohn von 8,50 Euro über die Schwelle von 450 Euro kämen und somit sozialversicherungspflichtig würden. Um die Effekte auf den Arbeitsmarkt korrekt zu beschreiben, ist es daher wichtig, das Verhalten an dieser »Sprungstelle« gesondert zu betrachten. Hier werden jeweils drei unterschiedliche Szenarien berücksichtigt, die sich darin unterscheiden, wie viele von den ausschließlich geringfügig Beschäftigten, die über die 450-Euro-Schwelle kämen, ihre Arbeitszeit reduzieren, um weiterhin von der Sozialversicherungspflicht befreit zu bleiben. Im ersten Szenario beträgt der Anteil 60%, im zweiten 80%, und im dritten Sze-

nario reduzieren alle Betroffenen ihre Arbeitszeit auf 53 Stunden je Monat.

Wenn einige geringfügig Beschäftigte ihre Arbeitszeit reduzieren, werden Arbeitsstunden »frei«, und es ist zunächst unklar, ob diese freien Arbeitsstunden zu neuen Minijobs führen. Zudem gibt es Arbeitnehmer, die ihre Arbeitszeit nicht reduzieren und nun sozialversicherungspflichtig werden. Um dies in den Berechnungen aufzufangen, haben wir die gesamten »freien« geleisteten Arbeitsstunden in Vollzeitäquivalente umgerechnet. Diese müssen den Stellenverlusten gegengerechnet werden.

Die Berechnungen basieren auf dem sozio-oekonomischen Panel (SOEP), einer repräsentativen Wiederholungsumfrage von etwa 11 000 Haushalten in Deutschland.⁷ Für unsere Analyse nutzen wir die Lohnverteilung in drei Arbeitsmarktsegmenten (Vollzeit, Teilzeit, Minijobs). Die Arbeitnehmer werden nach ihrem Bruttostundenlohn in 0,5 Euro-Intervalle sortiert. In jedem Intervall sind die Anzahl der Beschäftigten sowie deren durchschnittliche Wochenarbeitsstunden gegeben. Anhand dieser Zahlen kann das Arbeitsvolumen in jedem Lohnsegment ermittelt werden. Mit Hilfe dieser Verteilungsdaten können dann die Auswirkungen des Mindestlohns für die einzelnen Lohnsegmente untersucht werden. Im Folgenden wird aus Gründen der Übersichtlichkeit allerdings nur die Auswirkung auf den Mittelwert der resultierenden Verteilung dokumentiert.

Da die Daten des SOEP das Jahr 2012 abdecken, muss die Lohnverteilung auf das Jahr 2015 – das Jahr der Einführung des Mindestlohns – hochgerechnet werden. Für 2013 werden die Daten daher mit der amtlichen Wachstumsrate von 2,5% fortgeschrieben. Für 2014 ist erneut eine jahresdurchschnittliche Lohnsteigerung von 2,5% unterstellt. Ohne die Einführung des Mindestlohns wird bis zum Jahresbeginn 2015 die Hälfte der für das Jahr 2015 durchschnittlich unterstellten Lohnsteigerung von ebenfalls 2,5% wirksam.

Die Lohnelastizität der Arbeitsnachfrage variieren wir für die folgenden Überlegungen zwischen 0 und – 1, wobei eine Elastizität von 0 keine Reaktion der Arbeitgeber unterstellt und hier aus Gründen der Vollständigkeit mit angegeben wird. Eine Elastizität von – 0,1 ist dabei eher kurzfristig relevant, und ein Wert von – 1 kommt eher mittelfristig Bedeutung zu.⁸ Um Arbeitszeiteffekte auszublenden, bezieht sich die Elastizität im vorliegenden Beitrag auf die Arbeits-

⁶ Insbesondere können Preiserhöhungen etwaige Zuwächse bei der Lohnsumme konterkarieren. Zudem dürfte der Mindestlohn die gesamtwirtschaftlichen Gewinne und damit auch das verfügbare Einkommen schmälern (vgl. auch Knabe et al. 2014, S. 3).

⁷ Für nähere Informationen zum SOEP vgl. Wagner, Frick und Schupp (2007).

⁸ Es ist vorgesehen, dass der Mindestlohn regelmäßig angepasst wird; die erste Anpassung soll zum 1. Januar 2018 erfolgen. Damit die von uns mittelfristig ermittelten Werte Gültigkeit haben, müssen wir unterstellen, dass die Anhebungen des Mindestlohns in etwa der durchschnittlichen Lohnsteigerungsrate entsprechen, da sonst die Lohninflation langfristig dazu führen würde, dass ein immer kleinerer Anteil der Arbeitnehmer unterhalb des Mindestlohns entlohnt würde.

stunden (und nicht auf die Anzahl der Arbeitnehmer). Der Anteil der vom Mindestlohn betroffenen Arbeitnehmer mit einem Lohn unter 8,50 Euro nimmt für unsere Berechnungen Werte von 0,50, 0,75 und 1,00 an. Da Ende 2017 die tarifvertraglichen Ausnahmen entfallen, sollte dieser Wert für die Jahre 2015 und 2016 niedriger ausfallen als für die darauffolgenden Jahre.

Ergebnisse

In Tabelle 1a und 1b sind die Ergebnisse für die jeweilige Beschäftigungsform für die untersuchten Lohnelastizitäten und die unterstellten Anteile an Betroffenen zusammengefasst. Sie zeigen die durch den Mindestlohn ausgelöste Veränderung der Stundenlöhne, die prozentuale Änderung der Lohnsumme sowie die absolute Veränderung der Arbeitnehmerzahl. Es zeigt sich, dass die Ergebnisse in der Tat äußerst sensitiv auf Änderungen der wichtigen Parameter reagieren und dass die Wahl der Parameter damit von entscheidender Bedeutung ist.

Im ersten Teil von Tabelle 1a sind die Auswirkungen des Mindestlohns auf die Vollzeitbeschäftigung dargestellt. Die kleinste Lohnsteigerung beträgt 0,35% (Elastizität 0 und Anteil der Betroffenen von 50%), der größte Anstieg von 1,95%

ergibt sich für die Elastizität – 1 und einen Anteil der Betroffenen von 100%. Hier macht sich bemerkbar, dass unterdurchschnittlich bezahlte Arbeitnehmer entlassen werden und daher nicht mehr in der Lohnverteilung enthalten sind. Die Lohnsumme erhöht sich für Elastizitäten nahe null und alle Betroffenenanteile und geht erst ab einer Elastizität von – 0,7 zurück. Im Ergebnis steigt sie maximal um 0,71% und fällt um maximal 0,31%. Schon bei einer wenig elastischen Arbeitsnachfrage gehen je nach Anteil der Betroffenen zwischen 28 000 und 56 000 Arbeitsplätze verloren. Diese Zahl steigt bis auf 470 000 Arbeitsplätze mit steigender Lohnelastizität und höherem Anteil der Betroffenen.

Im zweiten Teil der Tabelle 1a sind die Ergebnisse für die Teilzeitbeschäftigung dargestellt. Wie zu erwarten, fällt der zusätzliche Anstieg der Stundenlöhne etwas stärker aus als bei den Vollzeitbeschäftigten und beläuft sich auf 1,02%, wenn keine Entlassungen stattfinden (Elastizität 0) und einem Anteil der Betroffenen von 50%. Die Lohnsteigerungsrate erhöht sich auf 4,82%, wenn alle betroffen sind und eine Elastizität von – 1 gilt. Bei der Lohnsumme der Teilzeitbeschäftigten ergibt sich für Elastizitäten unterhalb von – 0,6 noch ein Zuwachs. Die Anzahl der Teilzeitarbeitsplätze, die durch den Mindestlohn verlorengehen, ist bei einer Elastizität von – 0,1 noch moderat (Rückgang der Beschäftigung 19 000 bis 38 000), steigt jedoch ebenfalls mit fallender

Tab. 1a
Auswirkungen eines Mindestlohns in Höhe von 8,50 Euro auf den Arbeitsmarkt in Deutschlandland

Anteil*	Zusätzlicher Anstieg der Stundenlöhne (in %)			Änderung der Lohnsumme (in %)			Änderung der Arbeitnehmerzahl (in Tsd.)		
	0,50	0,75	1,00	0,50	0,75	1,00	0,50	0,75	1,00
Lohnelastizität	Vollzeit								
0,0	0,35	0,53	0,71	0,35	0,53	0,71	0	0	0
– 0,1	0,43	0,64	0,85	0,29	0,44	0,59	– 28	– 42	– 56
– 0,2	0,50	0,75	1,00	0,23	0,35	0,46	– 56	– 84	– 112
– 0,3	0,57	0,86	1,15	0,17	0,26	0,34	– 84	– 126	– 167
– 0,4	0,65	0,97	1,30	0,11	0,17	0,22	– 112	– 167	– 223
– 0,5	0,71	1,07	1,43	0,06	0,09	0,12	– 136	– 204	– 272
– 0,6	0,77	1,15	1,54	0,01	0,02	0,02	– 158	– 237	– 317
– 0,7	0,82	1,24	1,66	– 0,03	– 0,05	– 0,07	– 179	– 269	– 358
– 0,8	0,87	1,31	1,76	– 0,08	– 0,11	– 0,15	– 198	– 297	– 397
– 0,9	0,92	1,39	1,86	– 0,12	– 0,18	– 0,23	– 217	– 326	– 435
– 1,0	0,97	1,46	1,95	– 0,15	– 0,23	– 0,31	– 235	– 353	– 470
	Teilzeit								
0,0	1,02	1,53	2,03	1,02	1,53	2,03	0	0	0
– 0,1	1,18	1,77	2,37	0,82	1,23	1,64	– 19	– 29	– 38
– 0,2	1,35	2,03	2,71	0,63	0,94	1,25	– 38	– 58	– 77
– 0,3	1,51	2,28	3,06	0,43	0,65	0,86	– 58	– 86	– 115
– 0,4	1,68	2,54	3,41	0,24	0,35	0,47	– 77	– 115	– 153
– 0,5	1,83	2,77	3,72	0,07	0,10	0,13	– 94	– 141	– 187
– 0,6	1,96	2,98	4,01	– 0,09	– 0,14	– 0,18	– 110	– 164	– 219
– 0,7	2,08	3,15	4,25	– 0,22	– 0,33	– 0,44	– 123	– 184	– 245
– 0,8	2,17	3,29	4,45	– 0,33	– 0,49	– 0,65	– 133	– 200	– 266
– 0,9	2,26	3,44	4,65	– 0,43	– 0,64	– 0,86	– 144	– 215	– 287
– 1,0	2,34	3,56	4,82	– 0,52	– 0,78	– 1,04	– 153	– 229	– 306

*Anteil der vom Mindestlohn betroffenen Arbeitnehmer im Niedriglohnbereich unter 8,50 Euro.

Quelle: SOEP; Berechnungen der Autoren.

Tab. 1b

Auswirkungen eines Mindestlohns in Höhe von 8,50 Euro auf den Arbeitsmarkt in Deutschland

Anteil*	Zusätzlicher Anstieg der Stundenlöhne (in %)			Änderung der Lohnsumme (in %)			Änderung der Arbeitnehmerzahl (in Tsd.)		
	0,50	0,75	1,00	0,50	0,75	1,00	0,50	0,75	1,00
Minijobs, wenn 60% der Arbeitnehmer > 53 Stunden die Arbeitszeit reduzieren**									
0,0	13,24	21,51	31,26	- 1,76	- 2,64	- 3,52	- 158	- 237	- 315
- 0,1	13,55	22,16	32,48	- 2,61	- 3,92	- 5,23	- 189	- 283	- 377
- 0,2	13,86	22,83	33,77	- 3,47	- 5,20	- 6,93	- 220	- 330	- 439
- 0,3	14,17	23,53	35,14	- 4,32	- 6,48	- 8,64	- 251	- 376	- 502
- 0,4	14,50	24,26	36,59	- 5,17	- 7,76	- 10,35	- 282	- 423	- 564
- 0,5	14,81	24,97	38,02	- 5,97	- 8,95	- 11,94	- 311	- 466	- 622
- 0,6	15,11	25,68	39,48	- 6,74	- 10,11	- 13,48	- 339	- 509	- 678
- 0,7	15,40	26,36	40,91	- 7,45	- 11,18	- 14,91	- 365	- 548	- 731
- 0,8	15,67	27,00	42,28	- 8,10	- 12,15	- 16,20	- 389	- 584	- 778
- 0,9	15,93	27,63	43,66	- 8,72	- 13,08	- 17,45	- 412	- 618	- 823
- 1,0	16,16	28,19	44,89	- 9,25	- 13,87	- 18,50	- 431	- 647	- 863
Minijobs, wenn 80% der Arbeitnehmer > 53 Stunden die Arbeitszeit reduzieren**									
0,0	12,38	19,69	27,96	0,80	1,20	1,60	- 79	- 118	- 158
- 0,1	12,71	20,38	29,20	- 0,20	- 0,31	- 0,41	- 115	- 172	- 229
- 0,2	13,05	21,10	30,51	- 1,21	- 1,81	- 2,42	- 150	- 225	- 300
- 0,3	13,40	21,85	31,90	- 2,21	- 3,32	- 4,43	- 186	- 279	- 372
- 0,4	13,77	22,63	33,39	- 3,22	- 4,83	- 6,44	- 222	- 332	- 443
- 0,5	14,11	23,40	34,87	- 4,16	- 6,24	- 8,31	- 255	- 383	- 510
- 0,6	14,46	24,17	36,39	- 5,06	- 7,60	- 10,13	- 287	- 431	- 575
- 0,7	14,78	24,92	37,91	- 5,91	- 8,87	- 11,82	- 318	- 477	- 636
- 0,8	15,09	25,63	39,37	- 6,69	- 10,03	- 13,37	- 345	- 518	- 691
- 0,9	15,39	26,33	40,86	- 7,43	- 11,14	- 14,85	- 372	- 558	- 744
- 1,0	15,65	26,95	42,17	- 8,05	- 12,07	- 16,10	- 394	- 592	- 789
Minijobs, wenn 100% der Arbeitnehmer > 53 h die Arbeitszeit reduzieren**									
0,0	11,56	18,06	25,12	3,36	5,04	6,72	0	0	0
- 0,1	11,92	18,78	26,35	2,20	3,31	4,41	- 40	- 61	- 81
- 0,2	12,29	19,53	27,67	1,05	1,57	2,10	- 81	- 121	- 161
- 0,3	12,68	20,32	29,07	- 0,11	- 0,16	- 0,21	- 121	- 182	- 242
- 0,4	13,07	21,14	30,58	- 1,26	- 1,89	- 2,53	- 161	- 242	- 323
- 0,5	13,45	21,95	32,09	- 2,34	- 3,52	- 4,69	- 199	- 299	- 398
- 0,6	13,83	22,77	33,65	- 3,39	- 5,09	- 6,78	- 236	- 354	- 472
- 0,7	14,19	23,58	35,22	- 4,37	- 6,56	- 8,74	- 270	- 406	- 541
- 0,8	14,53	24,35	36,75	- 5,27	- 7,90	- 10,54	- 302	- 453	- 603
- 0,9	14,87	25,12	38,31	- 6,13	- 9,20	- 12,26	- 332	- 498	- 664
- 1,0	15,16	25,78	39,69	- 6,85	- 10,27	- 13,70	- 357	- 536	- 715

*Anteil der vom Mindestlohn betroffenen Arbeitnehmer im Niedriglohnbereich unter 8,50 Euro. – ** Bei einem Stundenlohn von 8,50 Euro haben Arbeitnehmer, die mehr als 53 Stunden im Monat arbeiten, einen Monatsverdienst von mehr als 450 Euro. In unseren Berechnungen wird angenommen, dass ein Teil dieser Arbeitnehmer die Arbeitszeit reduzieren wird, um weiterhin nicht mehr als 450 Euro im Monat zu verdienen, um nicht sozialversicherungspflichtig zu werden.

Quelle: SOEP; Berechnungen der Autoren.

Elastizität (Rückgang der Beschäftigung: 153 000 bis 306 000). Obwohl die Löhne der Teilzeitbeschäftigten in etwa doppelt so stark steigen wie die der Vollzeitkräfte, wird der Mindestlohn damit voraussichtlich zu geringeren Arbeitsplatzverlusten bei der Teilzeitbeschäftigung führen als bei der Vollzeitbeschäftigung.

In Tabelle 1b sind die Auswirkungen des Mindestlohns auf die Beschäftigung in Minijobs dargestellt. Wir betrachten zunächst den Fall, dass 60% derjenigen, die über die 450-Euro-Schwelle kämen ihre Arbeitszeit reduzieren. Die Stundenlöhne erfahren einen enormen zusätzlichen Anstieg zwischen 13,24% und 44,89%. Bei der Änderung der Lohnsumme fällt auf, dass diese für jede Elastizität sinkt. Die

Spannweite der Reduktion der Arbeitnehmerzahl bei den Minijobs ist mit einem Minimum von 158 000 und einem Maximum 863 000 erheblich. Es muss jedoch berücksichtigt werden, dass der Rückgang der geringfügig Beschäftigten nicht in vollem Umfang zu einem Anstieg der Arbeitslosigkeit führt, da ein Teil durch die Anhebung des Stundenlohns auf Mindestlohnniveau mehr als 450 Euro verdient und infolgedessen nicht mehr als Minijob erfasst wird. Erhöht sich der Anteil derer, die die Arbeitszeit reduzieren, auf 80%, so dürften unter den erläuterten Annahmen mit dem Mindestlohn im Bereich der Minijobs noch zwischen 79 000 bis 789 000 Arbeitsplätze verlorengehen. Reduzieren alle Arbeitnehmer ihre Arbeitszeit, liegt diese Spanne noch etwas niedriger. Alles in allem sind in allen Konstellationen im Mi-

Tab. 2
Umrechnung des frei werdenden Arbeitsvolumens in Vollzeitäquivalente*

Anteil**	Vollzeitäquivalente								
	0,50	0,75	1,00	0,50	0,75	1,00	0,50	0,75	1,00
Lohn- elastizität	60% der AN > 53 Stunden die AZ reduzieren***			80% der AN > 53 Stunden die AZ reduzieren***			100% der AN > 53 Stunden die AZ reduzieren***		
0,0	83	125	167	62	93	125	41	62	82
- 0,1	78	117	156	58	87	116	38	57	76
- 0,2	72	109	145	54	81	107	35	53	70
- 0,3	67	100	134	49	74	99	32	48	64
- 0,4	61	92	123	45	68	90	29	43	58
- 0,5	56	84	112	41	62	82	26	39	52
- 0,6	51	77	102	37	56	74	23	35	46
- 0,7	46	69	92	33	50	66	20	30	40
- 0,8	41	62	83	30	44	59	18	26	35
- 0,9	37	55	74	26	39	52	15	23	30
- 1,0	34	50	67	23	35	47	13	20	27

* Das frei werdende Arbeitsvolumen ist die Summe aus den Stunden, die nicht mehr im Minijobbereich geleistet werden, weil einige Arbeitnehmer ihre Arbeitszeit reduzieren und ein weiterer Teil sozialversicherungspflichtig wird. – ** Anteil der vom Mindestlohn betroffenen Arbeitnehmer im Niedriglohnbereich unter 8,50 Euro. – *** Bei einem Stundenlohn von 8,50 Euro haben Arbeitnehmer, die mehr als 53 Stunden im Monat arbeiten einen Monatsverdienst von mehr als 450 Euro. In unseren Berechnungen wird angenommen, dass ein Teil dieser Arbeitnehmer die Wochenarbeitszeit reduziert, um nicht unter die Sozialversicherungspflicht zu fallen.

Quelle: SOEP; Berechnungen der Autoren.

nijobbereich mittelfristig kräftige Beschäftigungseinbußen zu erwarten.

In Tabelle 2 sind die Ergebnisse für die Umrechnung des bei den geringfügig Beschäftigten »frei« werdenden Arbeitsvolumens in zusätzliche Vollzeitäquivalente dargestellt. Man erkennt, dass umso mehr Vollzeitäquivalente entstehen, je mehr ausschließlich geringfügig Beschäftigte vom Mindestlohn betroffen sind und je weniger dieser Arbeitnehmer ihre Arbeitszeit reduzieren. Um den Gesamteffekt zu ermitteln, müssen diese Vollzeitäquivalente den Beschäftigungsverlusten gegengerechnet werden. Rechnerisch ergibt sich damit bei den Vollzeitbeschäftigten für geringe Elastizitäten sogar ein leichter Anstieg der Beschäftigung; die Spanne des Beschäftigungseffekts beträgt + 100 000 (Elastizität: – 0,1, Anteil Betroffener: 1, 60% der geringfügig Beschäftigten > 53 Stunden reduzieren die Arbeitszeit) bis – 444 000 (Elastizität: – 1, Anteil Betroffener: 1, 100% der geringfügig Beschäftigten > 53 Stunden reduzieren die Arbeitszeit).

Fazit

Ziel des vorliegenden Beitrags ist es, anhand einer Sensitivitätsanalyse eine Bandbreite der Auswirkungen der Einführung des flächendeckenden Mindestlohns für den Arbeitsmarkt zu dokumentieren. Da die »richtige« Lohnelastizität vom Untersuchungsgegenstand abhängt und zudem nur vage Anhaltspunkte aus der empirischen Literatur bestehen, liefern wir Ergebnisse für eine Bandbreite von möglichen Werten. Zudem hat der Anteil der vom Mindestlohn betroffenen Arbeitgeber einen Einfluss auf die Ergebnisse – eine

Größe, die ebenfalls kaum empirisch zu ermitteln ist. Die Ergebnisse zeigen, wie ausschlaggebend diese beiden Größen für die ermittelten Effekte sind. Fallen die berechneten Effekte in der kurzen Frist – für niedrige Lohnelastizitäten – noch moderat aus, so sind mittelfristig enorme Auswirkungen zu erwarten.

Halten sich die Auswirkungen des Mindestlohns bei Vollzeit- und Teilzeitbeschäftigten (ohne Minijobs) – insbesondere kurzfristig – im Rahmen, so sind die Effekte auf die Minijobs beträchtlich; hier sind vor allem in der mittleren Frist erhebliche Beschäftigungsrückgänge zu befürchten. Ausschlaggebend für die Intensität der Auswirkungen auf den Minijobsektor wird auch sein, wie viele von den ausschließlich geringfügig Beschäftigten, die derzeit mehr als 53 Stunden im Monat arbeiten, ihre Arbeitszeit nicht reduzieren und wie viele infolgedessen sozialversicherungspflichtig werden.

Literatur

- Bachmann, R., T. Bauer, J. Kluge, S. Schaffner und Chr. Schmidt (2008), *Mindestlöhne in Deutschland – Beschäftigungswirkungen und fiskalische Effekte*, RWI Materialien 43, Essen.
- Brenke, K. (2014), »Mindestlohn: Zahl der anspruchsberechtigten Arbeitnehmer wird weit unter fünf Millionen liegen«, *DIW-Wochenbericht* 5, 71–77.
- Brenke, K. und K.-U. Müller (2013), »Gesetzlicher Mindestlohn – kein verteilungspolitisches Allheilmittel«, *DIW-Wochenbericht* 39, 3–17.
- Falck, O., A. Knabe, A. Mazat und S. Wiederhold (2013), »Mindestlohn in Deutschland: Wie viele sind betroffen?«, *ifo Schnelldienst* 66(24), 68–73.
- Knabe, A., R. Schöb und M. Thum (2014), »Der flächendeckende Mindestlohn«, Diskussionsbeiträge des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaft der Freien Universität Berlin, Volkswirtschaftliche Reihe, 2014/4, Februar.

Meer, J. und J. West, (2013), »Effects of the Minimum Wage on Employment Dynamics«, NBER Working Paper 19262.

Neumark, D. und W. Wascher (2004), »Minimum Wages, Labor Market Institutions, and Youth Employment: A Cross-National Analysis«, *Industrial and Labor Relations Review* 57(2), 223–248.

Neumark, D. und W. Wascher (2007), »Minimum Wages and Employment«, IZA Discussion Paper Nr. 2570, Januar

Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose (2014), *Gemeinschaftsdiagnose Frühjahr 2014: Deutsche Konjunktur im Aufschwung – aber Gegenwind von der Wirtschaftspolitik*, Berlin.

Sinn, H.-W., Ch. Holzner, W. Meister, W. Ochel und M. Werding (2006), *Redesigning the Welfare State: Germany's Current Agenda for an Activating Social Assistance*, Edward Elgar, Cheltenham.

Wagner, G.G., J.R. Frick und J. Schupp (2007), »The German Socio-Economic Panel Study (SOEP) – Scope, Evolution and Enhancements«, *Schmollers Jahrbuch* 127(1), 139–169.

Kasten 4.1**Zur Generalrevision der VGR 2014**

Im September 2014 werden vom Statistischen Bundesamt im Rahmen der nächsten großen Revision der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) erstmalig Ergebnisse nach dem neuen Europäischen System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen (ESVG 2010) präsentiert, das auf dem System of National Accounts (SNA 2008) beruht. In den VGR werden Konzepte, Definitionen, Klassifikationen und Bewertungsregeln auf internationaler Ebene festgelegt, um eine weitgehende Vergleichbarkeit nationaler Ergebnisse zu gewährleisten. Mit dem SNA 2008 werden die Regelungen nach dem SNA 1993 aktualisiert.¹

Für die Mitgliedstaaten der Europäischen Union (EU) gilt rechtsverbindlich das ESVG, das den Vorgaben des SNA folgt. Ein Grund für die Entwicklung einer eigenständigen Gesamtrechnung sind besondere europaspezifische Anforderungen an die Daten. So werden methodisch harmonisierte Daten z.B. bei der Finanzierung des EU-Haushaltes als Grundlage für die Berechnung der Beiträge der Mitgliedstaaten benötigt oder aber im Rahmen des Stabilitäts- und Wachstumspakts. Auch die Verteilung der Mittel aus dem EU-Struktur- und Regionalfonds basiert auf harmonisierten VGR-Daten. Das ESVG ist für die EU-Mitgliedstaaten rechtsverbindlich festgelegt.

Die quantitativ bedeutsamste VGR-Änderung mit Auswirkungen auf das Niveau des nominalen Bruttoinlandsprodukts betrifft die Verbuchung der Aufwendungen für Forschung und Entwicklung (FuE). Diese wurden bisher in den VGR als Vorleistungen behandelt. Vorleistungen sind Güter und Dienstleistungen, die als Input im Produktionsprozess verwendet werden und dabei verbraucht oder weiterverarbeitet werden. Da Vorleistungen vom Produktionswert abgezogen werden, waren FuE-Aufwendungen bisher nicht im BIP enthalten. Das aus Forschung und Entwicklung resultierende Wissen wird jedoch im Produktionsprozess nicht verbraucht sondern wiederholt genutzt. Nach dem ESVG 2010 werden die FuE-Aufwendungen nun als Bruttoanlageinvestitionen verbucht, d.h. sie werden als Kapital behandelt, das zur Unterstützung des Produktionsprozesses dient («Kapitalisierung» der FuE-Aufwendungen).

Nunmehr werden zunächst für die privaten bzw. öffentlichen FuE-Aktivitäten die Produktionswerte ermittelt. Bei den Unternehmen wird die produzierte FuE-Leistung als Bruttoanlageinvestition gebucht und erhöht so *uno actu* das BIP. Auch die FuE-Leistungen des Staates werden als Bruttoanlageinvestition verbucht, im gleichen Ausmaß sinken aber aufgrund der reduzierten Vorleistungen die staatlichen Konsumausgaben, so dass sich das BIP per Saldo zunächst nicht ändert. Staatliche FuE-Leistungen führen aber indirekt zu einem höheren BIP, weil der Abschreibungsbedarf auf das FuE-Anlagevermögen die in diesem Sektor additiv über die Kostenkomponenten ermittelte Bruttowertschöpfung erhöht,

Eine andere BIP-wirksame Änderung betrifft die Zuordnung von militärischen Gütern in den VGR: Nach dem ESVG 1995 waren zivil nutzbare militärische Anlagen (wie Kasernen) als Anlageinvestitionen zu buchen. Alle sonstigen Militärgüter (wie Panzer) wurden als Vorleistungen des Staates verbucht und schlugen sich deshalb in den staatlichen Konsumausgaben nieder. Nunmehr werden militärische Waffensysteme zu den Anlagegütern gezählt, und ihre Anschaffung wird als Investition gebucht. Damit wird dem Faktum Rechnung getragen, dass Waffensysteme kontinuierlich für die Bereitstellung von Sicherheitsdienstleistungen genutzt werden. In Höhe der nunmehr auch auf militärische Waffensysteme anfallenden Abschreibungen wird sich durch die Umbuchung das BIP erhöhen, was quantitativ aber nicht allzu groß ins Gewicht fallen dürfte.

Weitere Änderungen im ESVG 2010 mit BIP-Wirkung beziehen sich auf die Erfassung von Schaden- bzw. Rückversicherungen sowie von Renten- und Pensionsansprüchen privater Haushalte an private und staatliche Träger von Alterssicherungssystemen. Letztere werden erstmalig im Jahr 2017 in einer Zusatztablette außerhalb des Kernsystems der VGR dargestellt. Ferner wird die Abgrenzung der volkswirtschaftlichen Sektoren im ESVG 2010 präzisiert. Vor dem Hintergrund der europäischen Haushaltsüberwachung und des Verfahrens bei einem übermäßigen Defizit ist hier die Fassung des Staatssektors wichtig. Tendenziell wird nach dem ESVG 2010 die Zahl der Einheiten, die dem Sektor Staat zuzuordnen sind, größer. Dies kann sich sowohl auf das BIP als auch auf Finanzierungssaldo bzw. Schuldenstand auswirken. Zusätzlich werden in die deutsche VGR verbotene Produktionsaktivitäten in das BIP einbezogen (Drogenhandel und Schmuggel). Eine wichtige Neuerung ohne BIP-Wirkung betrifft schließlich die Verbuchung von Waren, die ohne Eigentumswechsel zur Veredelung ins Ausland gesendet werden. Bisher wurden derartige Güter beim Versand als Exporte ausgewiesen und bei der Rückkehr als Importe mit einem infolge der Veredelung erhöhten Wert gebucht. Nach dem ESVG 2010 wird hier zukünftig nur noch die Einfuhr der Veredelungsleistung verbucht.

Alles in allem zeigen vorläufige Schätzungen des Statistischen Bundesamts, dass das nominale Bruttoinlandsprodukt in Deutschland, berücksichtigt man allein die Konzeptänderungen und die -präzisierungen durch das neue ESVG 2010, um etwa 3% höher wäre als nach dem geltendem ESVG 1995. Maßgeblich hierfür ist vor allem die Verbuchung von FuE-Aufwendungen als Investitionen. Die deutsche Schuldenstandsquote (Bruttoschuldenstand des Staates in Relation zum BIP) könnte durch die gesamten Methodenänderungen um 2¼ Prozentpunkte sinken, die Defizitquote (Staatliches Budgetdefizit in Relation zum BIP) dürfte grosso modo unverändert bleiben. Auf der Verwendungsseite des BIP dürfte sich hingegen die Investitionsquote (Anteil der Bruttoinvestitionen am BIP) um 1¼ Prozentpunkte erhöhen. Auf der Verteilungsseite des BIP wird die Lohnquote (Anteil der Arbeitnehmerentgelte am Volkseinkommen) aufgrund des gestiegenen nominalen BIP c.p. sinken, die im Einkommenskreislauf residual ermittelte Gewinnquote dagegen im gleichen Ausmaß steigen. Keine gravierenden Auswirkungen dürfte die Kapitalisierung der FuE-Aufwendungen schließlich auf die Veränderungsrate des Bruttoinlandsprodukts haben, da FuE-Leistungen im Zeitablauf erfahrungsgemäß keinen größeren Schwankungen unterliegen.²

¹ Vgl. A. Braakmann, »Revidierte Konzepte für Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen«, *Wirtschaft und Statistik*, August 2013, S. 521–527 sowie W. Nierhaus, »Zur Einführung des ESVG 2010: Auswirkungen auf das Bruttoinlandsprodukt«, *ifo Schnelldienst* 67(5), 2014, S. 45–48.

² Vgl. E. Oltmanns, R. Boleyer und I. Schulz, »Forschung und Entwicklung nach Konzepten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen«, *Wirtschaft und Statistik* (2), 2009, S. 125–136.

Kasten Zu den Relativpreisanpassungen im Euroraum

Deutschland hat im Jahrzehnt vor Ausbruch der globalen Finanzkrise 2008 seine Wettbewerbsfähigkeit gegenüber dem Rest des Euroraums stark verbessert. Dies spiegelte sich in einer massiven Verbilligung deutscher Erzeugnisse gegenüber jener der übrigen Mitglieder der Währungsunion sowie in zunehmenden Leistungsbilanzüberschüssen wider. Im restlichen Euroraum vollzog sich im selben Zeitraum eine spiegelbildliche Entwicklung. Dort verloren viele Volkswirtschaften zum Teil massiv an internationaler Wettbewerbsfähigkeit. In den vergangenen vier Jahren allerdings haben sich die im Rest des Euroraums hergestellten Güter im Verhältnis zu jenen aus Deutschland wieder etwas, wenngleich noch lange nicht im erhofften Maße, verbilligt. Diese Relativpreisanpassung trägt zur Stärkung der internationalen Wettbewerbsposition und somit zur Beseitigung einer der wichtigsten strukturellen Schwächen vieler Euroraumländer bei.

Dieser Kasten soll die Ursachen für die seit 2001 beobachtete Entwicklung des realen Wechselkurses Deutschlands gegenüber dem Rest des Euroraums – gemessen am Verhältnis der beiden BIP-Deflatoren – untersuchen. Dazu wird auf ein dynamisches, stochastisches allgemeines Gleichgewichtsmodell (DSGE-Modell) zurückgegriffen. Modelle dieser Art werden häufig verwendet, um die Entstehung von Konjunkturzyklen zu erklären. Solche Zyklen werden durch die Interaktion verschiedenerer ökonomischer Agenten – private Haushalte, Unternehmen, Staat, Zentralbank – erklärt, die mikroökonomisch fundiert in das Makromodell eingehen. Die konjunkturellen Fluktuationen werden durch verschiedene makroökonomische Schocks ausgelöst, die Anpassungen beim Konsum-, Spar- und Investitionsverhalten nach sich ziehen. Im vorliegenden Fall handelt sich um ein Zwei-Länder-Modell für Deutschland und den restlichen Euroraum. Für das In- und Ausland werden jeweils neben dem Verhalten der privaten Haushalte und der privaten Unternehmen in der Konsum- und Investitionsgüterindustrie, auch der Staat berücksichtigt. Dieser finanziert den öffentlichen Verbrauch, die Investitionen und Transferzahlungen durch Neuverschuldung sowie durch die Einnahmen aus Verbrauchs-, Lohneinkommens- und Kapitalertragssteuern. Modelliert wird ferner die Verflechtung Deutschlands mit dem übrigen Euroraum über die Güter- und Kapitalmärkte sowie die gemeinsame Geldpolitik der EZB. Schließlich wird für das In- und Ausland eine Vielzahl von realen und nominalen Rigiditäten auf Arbeits-, Güter- und Kapitalmärkten berücksichtigt. Als Konjunkturtreiber werden jeweils Nachfrage- und Angebotsschocks (Technologie-, Arbeitsangebots-, Inflations- und Investitionsschocks) implementiert. Zudem gibt es einen für beide Regionen gemeinsamen Risikoprämienschock und einen geldpolitischen Schock. Die Parameter des Modells werden bayesianisch geschätzt. Dabei wird auf Daten für den Zeitraum vom ersten Quartal 2001 bis zum dritten Quartal 2014 für das Bruttoinlandsprodukt, den privaten Konsum, die gesamtwirtschaftlichen Investitionen, die Beschäftigung, die Lohninflation sowie die Teuerungsrate der inländischen Wertschöpfung (gemessen am BIP-Deflator) beider Regionen zurückgegriffen.

Um die Ursachen für die seit 2001 beobachtbaren Relativpreisentwicklungen zu untersuchen, wird der reale Wechselkurs Deutschlands gegenüber dem restlichen Euroraum nach Beiträgen angebots- und nachfrageseitiger Schocks, die in Deutschland oder im übrigen Euroraum eintraten, zerlegt. Als angebotsseitig werden Schocks bezeichnet, die die Produktivität in der Konsum- oder der Investitionsgüterindustrie, die Wettbewerbsintensität auf den Güter- und Arbeitsmärkten, die Monopolmacht der Gewerkschaften sowie die institutionellen Rahmenbedingungen und daher die Flexibilität auf Güter- und Arbeitsmärkten verändern. Als nachfrageseitig werden Schocks bezeichnet, die unerwartete Veränderungen der öffentlichen Ausgaben oder der Sparneigung und der Risikobereitschaft der privaten Haushalte reflektieren.

Es zeigt sich, dass die relative Abwertung deutscher Produkte in der Zeit vor Ausbruch der Finanzkrise 2008 vor allem durch unvorteilhafte angebotsseitige Schocks im Rest des Euroraums getrieben wurde (vgl. Abb. 2.5). Diese reflektieren vor allem eine dauerhafte Verringerung der Wettbewerbsintensität auf dem Gütermarkt, was die Spielräume für Preiserhöhungen ausweitete sowie zu schwachen Produktivitätszuwächse in der Konsumgüterindustrie, die zu steigenden Lohnstückkosten und daher zu einem relativ starken Preisauftrieb führten. Zwar war in diesem Zeitraum auch Deutschland mit unvorteilhaften angebotsseitigen Schocks konfrontiert, die vor allem eine Verringerung der Effizienz der getätigten Investitionen sowie eine gewisse Abnahme der Konkurrenz auf dem Gütermarkt widerspiegeln. Allerdings waren diese Einflüsse deutlich geringer als jene im Rest der Währungsunion.

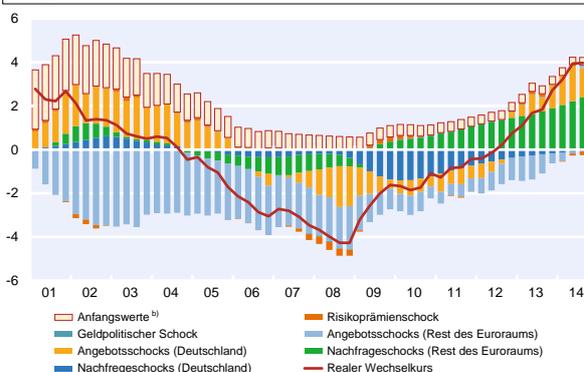
Seit Jahresbeginn 2009 war die Teuerungsrate der inländischen Wertschöpfung im übrigen Euroraum stets niedriger als in Deutschland. Maßgeblich dafür waren vor allem nachfrageseitige Schocks, die die stark schrumpfenden Staatsausgaben im Zuge der finanzpolitischen Konsolidierung außerhalb Deutschlands reflektieren. Angebotsseitige Schocks aus dem Rest des Euroraums hingegen haben bis zum Frühjahr 2013 noch immer entgegen der gewünschten Relativpreisanpassung gewirkt, wenngleich mit einer abnehmenden Intensität. Erst in den zurückliegenden zwei Quartalen hat vor allem die Flexibilisierung in Güter- und Dienstleistungsmärkten leicht zur internen Abwertung im Rest des Euroraums beigetragen. Einen signifikanten angebotsseitigen Beitrag zur relativen Aufwertung deutscher Erzeugnisse seit Anfang 2009 leisteten auch die zu geringen Produktivitätszuwächse in der Investitionsgüterindustrie in Deutschland.

Zusammenfassend kann festgestellt werden, dass die angebotsseitigen Reformen, die vielerorts im Euroraum als Reaktion auf die globale Finanzkrise und vor allem auf die Eurokrise angestoßen wurden, bislang nur in geringem Maße für die Abwertung gegenüber Deutschland maßgeblich waren und erst seit kurzem begonnen haben, erste Früchte zu tragen. Vielmehr war die Relativpreisanpassung seit 2009 zumeist nachfrageseitig bedingt.

Abb. 2.5

Historische Zerlegung des realen Wechselkurses^{a)} zwischen Deutschland und dem Rest des Euroraums

Beiträge verschiedener Schocks in Prozentpunkten



^{a)} In prozentualen Abweichungen vom Mittelwert für den Zeitraum 2001:Q1 - 2014:Q3. Der reale Wechselkurs misst die Preisentwicklung Deutschlands (gemessen am BIP-Deflator) relativ zum übrigen Euroraum. Ein Anstieg bedeutet somit eine relative Verteuerung deutscher Güter und Dienstleistungen. - ^{b)} Beitrag der historisch gegebenen, durch das Modell nicht erklärten Abweichung des realen Wechselkurses von seinem Mittelwert.
Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Das Statistische Bundesamt berechnet neben dem realen Bruttoinlandsprodukt auch den Realwert des Bruttoinlandsprodukts. Die beiden Schlüsselindikatoren unterscheiden sich durch den Terms-of-Trade-Effekt. Der vorliegende Beitrag gibt einen Überblick über die wichtigsten Deflatoren zur Berechnung des Terms-of-Trade-Effekts und präsentiert Ergebnisse für die Jahre 1992 bis 2014.

Das reale Bruttoinlandsprodukt (BIP) dient in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) als zentraler Konjunktur- und Wachstumsindikator. Seit der Revision des System of National Accounts (SNA) von 1993 hat sich ein weiterer Schlüsselindikator etabliert, nämlich das im Inland entstandene Realeinkommen (Realwert des BIP) (vgl. Lützel 1987; Nierhaus 2000; Kohli 2004). Das durch inländische Produktionstätigkeit entstandene Realeinkommen wird nicht nur durch das Produktionsvolumen bestimmt, sondern auch durch das reale Verhältnis, mit dem importierte Güter gegen Exportgüter getauscht werden können (Terms of Trade). Bessern sich die Terms of Trade (d.h. die Relation der Exportpreise zu den Importpreisen), so muss weniger exportiert werden, um die gleiche Gütermenge zu importieren. Genauso gut wäre es aber auch möglich, bei gleichen Exportvolumina mehr ausländische Güter und Dienstleistungen als bisher nachzufragen. Bei unverändertem Produktionsvolumen können in beiden Fällen zusätzlich inländische und/oder ausländische Güter erworben werden. Das Realeinkommen im Inland steigt über höhere nominale Unternehmensgewinne und/oder über niedrigere Preise für Investoren und Verbraucher.

Zur Ermittlung des Realwerts des BIP muss zum BIP in Vorjahrespreisen der Terms-of-Trade-Effekt (T) addiert werden. Dieser ist wie folgt definiert¹:

$$T = X_r (p_x / p - 1) + M_r (1 - p_M / p)$$

Dabei bezeichnet X_r die realen Exporte, M_r die realen Importe, p_x den Preisindex

der Exporte, p_M den Preisindex der Importe und p einen generellen Deflator. Alle realen Größen werden in Vorjahrespreisen bzw. zum Preisniveau des Vorjahres (in Mrd. Euro) ausgedrückt, d.h. alle Preisindizes werden jährlich umbasiert auf das jeweilige Vorjahr. Der *Terms-of-Trade-Effekt* kann positiv (trading gain) oder negativ sein (trading loss). Im Falle eines trading gain ($T > 0$) ist der Realwert des BIP größer als das reale BIP, im Falle eines trading loss ($T < 0$) kleiner. Im jeweiligen Basisjahr ist T definitionsgemäß null.

Bei ausgeglichenem nominalen Außenbeitrag ($X_r p_x - M_r p_M = 0$) entspricht der Realwert des BIP, unabhängig von der konkreten Spezifizierung des Deflators p , der realen inländischen Verwendung, d.h. der Summe aus realen Konsumausgaben und realen Bruttoinvestitionen. Sofern sich die Terms of Trade $\theta (= p_x / p_M)$ gegenüber dem Vorjahr verbessert haben ($\theta > 1$), existiert ein trading gain in Höhe von $M_r - X_r$ und die reale inländische Verwendung ist größer als das reale BIP. Sofern sich die Terms of Trade im Vorjahresvergleich verschlechtert haben ($\theta < 1$), entsteht ein trading loss, und die reale inländische Verwendung ist kleiner als das reale BIP.

Abgesehen von diesem Spezialfall ist für das Entstehen eines trading gain hinreichend, dass der Relativpreis der Exporte gegenüber dem Vorjahr gestiegen ist ($p_x / p > 1$) und der Relativpreis der Importe zugleich gesunken ist ($p_M / p < 1$). Hiermit ist stets eine Verbesserung der Terms of Trade $\theta (= p_x / p_M)$ verbunden, denn aus $p_x / p > 1$ und $p_M / p < 1$ folgt $p_x > p > p_M$ und damit $\theta = p_x / p_M > 1$. Umgekehrt gilt für das Entstehen eines trading loss. Hinreichend hierfür ist, dass der Relativpreis der Exporte gegenüber dem Vorjahr gesunken ($p_x / p < 1$) und der Relativpreis der Importe zugleich gestiegen ist ($p_M / p > 1$). Hiermit verbunden ist stets eine Verschlechterung der Terms of Trade,

¹ Vgl. Gutmann (1981). Eine zu obigem Ausdruck äquivalente Schreibweise ist: $T = (X_r p_x - M_r p_M) / p - (X_r - M_r)$. Der Terms-of-Trade-Effekt gleicht der Differenz zwischen dem Realwert des Außenbeitrags (Außenbeitrag in jeweiligen Preisen deflationiert mit einem generellen Preisindex p) und dem realen Außenbeitrag in Preisen des Vorjahres (vgl. für SNA 2008, United Nations 2009, S. 316; für ESVG 2010, Europäische Kommission 2014, S. 351).

denn aus $p_x/p < 1$ und $p_M/p > 1$ folgt $p_M > p > p_x$ und damit $\theta = p_x/p_M < 1$.

Trennschärfere Ergebnisse für das Vorzeichen des Terms-of-Trade-Effekts erhält man für spezifische Preisindizes. Generell sollte der Realwert anhand eines Warenkorbs ermittelt werden, für den das nominale Einkommen ausgegeben wird. Weil kein Warenkorb für alle Verwendungszwecke des Einkommens gleichermaßen optimal ist, ist hierüber letztlich eine subjektive Entscheidung zu treffen. Nicht zuletzt aus diesem Grund ist im früheren SNA von 1968 auf explizite Empfehlungen zur Berechnung von Terms-of-Trade-Effekten und Realeinkommen verzichtet worden (vgl. United Nations 1968; 1979).

Nach dem Europäischen System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen (ESVG) sollte die Wahl des generellen Deflators p den nationalen Statistikämtern überlassen bleiben, um länderspezifischen Besonderheiten Rechnung tragen zu können. In der Praxis wird p vielfach dem *Preisindex der Exporte* bzw. dem *Preisindex der Importe* gleichgesetzt.² Dem heutigen ESVG 2010 zufolge ist ein *Mittelwert aus dem Export- und Importpreisindex* (z.B. das arithmetische Mittel $\frac{1}{2} p_M + \frac{1}{2} p_x$) eine »akzeptable Alternative«. Dieser Ausdruck kann als Preisindex der mit dem Ausland gehandelten Güter interpretiert werden. In Deutschland verwendet das Statistische Bundesamt den *Preisindex der (letzten) inländischen Verwendung* p_{LV} . Dieser Preisindex wird auch vom Bureau of Economic Analysis, das in den USA mit der Erstellung der VGR betraut ist, zur Berechnung des *Command-Basis GDP* verwendet. Der Preisindex der inländischen Verwendung repräsentiert die Preisentwicklung aller Konsum- und Investitionsgüter, die von privaten Haushalten, Unternehmen und vom Staat gekauft werden. Die Verwendung von p_{LV} hat den Vorteil, dass sich der Realwert des BIP ohne explizite Berechnung des Terms-of-Trade-Effekts direkt aus der Deflationierung des BIP ergibt, d.h. es gilt: *Realwert BIP = nominales BIP / p_{LV}* .³

Fokussiert man bei der Wahl des Deflators auf außenhandelsbasierte Preisindizes, so folgt bei Verwendung des Importdeflators p_M für T :

$$T = X_r (\theta - 1),$$

und bei Verwendung des Exportdeflators p_x :

$$T = M_r (1 - 1/\theta),$$

² Eine umfassende Übersicht über Deflatoren zur Berechnung des Terms-of-Trade-Effekts findet sich bei Silver und Mahdavy (1989).

³ Das nominale BIP ergibt sich als Summe von Konsumausgaben C , Bruttoinvestitionen IB und Exporten X abzüglich der Importe M : $BIP = C + IB + X - M$. Das BIP in Vorjahrespreisen errechnet sich aus: $C/p_C + IB/p_B + X/p_x - M/p_M$, wobei p_C : Preisindex der Konsumausgaben, p_B : Preisindex der Bruttoinvestitionen, p_x : Preisindex der Exporte, p_M : Preisindex der Importe. Wird für die Deflationierung des BIP der Preisindex der letzten inländischen Verwendung $p_{LV} = (C + IB)/(C/p_C + IB/p_B)$ verwendet, so ist der Realwert des BIP gleich dem Ausdruck: $C/p_C + IB/p_B + (X - M)/p_{LV}$. Damit unterscheiden sich der Realwert des BIP und das BIP in Vorjahrespreisen um den Faktor $(X - M)/p_{LV} - (X/p_x - M/p_M)$, was dem Terms-of-Trade-Effekt auf Basis des Preisindex für die letzte inländische Verwendung p_{LV} entspricht.

Beide Deflatoren können in einem Rechenwerk auch alternierend eingesetzt werden – je nachdem, ob ein Exportüberschuss oder -defizit vorliegt. So kann bei einem Exportüberschuss der Exportdeflator zur Berechnung des Terms-of-Trade-Effekts benützt werden, bei einem Importüberschuss der Importdeflator.

Verwendet man als generellen Deflator das arithmetische Mittel aus dem Im- und Exportdeflator $\frac{1}{2} p_M + \frac{1}{2} p_x$, so folgt für T :

$$T = (\theta - 1)/(\theta + 1) (X_r + M_r)$$

Bei allen drei handelsbasierten Deflatoren ist eine Verbesserung der Terms of Trade ($\theta > 1$) notwendig und hinreichend für das Entstehen eines trading gain ($T > 1$). Umgekehrt ist eine Verschlechterung der Terms of Trade notwendig und hinreichend für einen trading loss (vgl. Tab. 1).

Benützt man den *Preisindex der inländischen Verwendung* p_{LV} als generellen Deflator, so folgt für T :

$$T = X_r (\theta p_M/p_{LV} - 1) - M_r (p_M/p_{LV} - 1)$$

Hier besteht jedoch nicht in jedem Fall ein gleichgerichteter Zusammenhang zwischen einer Terms-of-Trade-Verbesserung und einem trading gain. Im Allgemeinen kommt es auf die Größenordnung der Variablen zueinander an.

Empirische Ergebnisse

Alles in allem liegen die Ergebnisse für alle Deflatoren im Untersuchungszeitraum vergleichsweise eng bei einander: Bis zum Jahr 1999 konnte die deutsche Volkswirtschaft per saldo Terms-of-Trade-Gewinne verzeichnen; der reale Verteilungsspielraum stieg durch trading gains stärker, als es aufgrund der inländischen Produktion möglich gewesen wäre. Ab dem Jahr 2000 dominierten dann aber in den meisten Jahren Kaufkraftverluste aufgrund ölpreis- und wechselkursbedingter Verschlechterungen der Terms-of-Trade. Erst in den vergangenen beiden Jahren hat sich diese Tendenz aufgrund des starken Rückgangs der Rohölnotierungen umgekehrt (vgl. Tab. 1) (vgl. Nierhaus 2015).

Quantitativ nahezu identische Ergebnisse ergeben sich vor allem für die Jahre 1992 bis 2001, in denen der nominale Außenbeitrag mit knapp 8½ Mrd. Euro im Mittel nur wenig über der Nullmarke lag, was die Spielräume für unterschiedliche Terms-of-Trade-Effekte rechnerisch von vornherein begrenzt. Ab dem Jahr 2002 nahm dann aber der nominale Außenbeitrag in Deutschland deutlich zu, gleichwohl spielt es bis auf Jahre mit signifikanten Terms-of-Trade-Verschiebungen numerisch keine große Rolle, welcher Deflator

Tab. 1
Absolute Terms-of-Trade-Effekte im Zeitraum 1992 bis 2014

	Realwert BIP	ToT-Effekt ^{a)}	Realwert BIP	ToT-Effekt ^{a)}	Realwert BIP	ToT-Effekt ^{a)}	Realwert BIP	ToT-Effekt ^{a)}	Terms of Trade	Reales BIP (unverkettete Volumen- angaben)
	berechnet mit dem Preisindex der Importe p_X		berechnet mit dem Preisindex der Exporte p_M		berechnet mit dem Preisindex $\frac{1}{2}p_X + \frac{1}{2}p_M$		berechnet mit dem Preisindex der Inlandsverw. p_{LIV}			
	in Mrd. Euro									
1992	1 622,64	12,46	1 622,94	12,75	1 622,79	12,61	1 623,22	13,04	103,3	1 610,18
1993	1 686,13	7,12	1 686,11	7,10	1 686,12	7,11	1 686,07	7,06	102,0	1 679,01
1994	1 795,35	3,71	1 795,31	3,68	1 795,33	3,70	1 795,27	3,64	101,0	1 791,64
1995	1 868,20	6,99	1 868,05	6,84	1 868,12	6,91	1 868,03	6,82	101,7	1 861,21
1996	1 911,71	- 1,26	1 911,75	- 1,22	1 911,73	- 1,24	1 911,60	- 1,37	99,7	1 912,97
1997	1 951,48	- 8,50	1 951,87	- 8,10	1 951,67	- 8,30	1 951,91	- 8,06	98,3	1 959,97
1998	2 013,44	10,34	2 012,93	9,82	2 013,18	10,07	2 012,69	9,58	101,9	2 003,11
1999	2 059,91	4,53	2 059,79	4,41	2 059,85	4,47	2 059,66	4,28	100,8	2 055,38
2000	2 095,76	- 27,50	2 096,00	- 27,26	2 095,87	- 27,39	2 096,10	- 27,16	95,7	2 123,26
2001	2 150,32	0,83	2 150,27	0,79	2 150,29	0,81	2 150,08	0,59	100,1	2 149,49
2002	2 191,57	14,60	2 189,61	12,64	2 190,58	13,61	2 188,20	11,23	102,0	2 176,97
2003	2 199,22	8,70	2 198,24	7,72	2 198,73	8,20	2 196,38	5,85	101,2	2 190,53
2004	2 244,84	1,65	2 244,61	1,42	2 244,72	1,53	2 243,16	- 0,03	100,2	2 243,19
2005	2 268,47	- 15,16	2 270,50	- 13,13	2 269,48	- 14,15	2 270,43	- 13,20	98,2	2 283,63
2006	2 366,86	- 16,08	2 368,92	- 14,02	2 367,88	- 15,06	2 369,19	- 13,75	98,4	2 382,94
2007	2 470,24	1,90	2 469,95	1,60	2 470,09	1,75	2 467,64	- 0,70	100,2	2 468,34
2008	2 517,81	- 18,70	2 520,38	- 16,13	2 519,09	- 17,43	2 519,65	- 16,86	98,3	2 536,51
2009	2 457,76	43,87	2 452,04	38,16	2 454,83	40,95	2 448,42	34,54	104,6	2 413,88
2010	2 532,25	- 24,86	2 535,30	- 21,82	2 533,76	- 23,36	2 536,26	- 20,85	97,7	2 557,11
2011	2 640,11	- 28,60	2 643,20	- 25,52	2 641,64	- 27,08	2 644,05	- 24,67	97,6	2 668,72
2012	2 703,02	- 6,21	2 703,82	- 5,42	2 703,42	- 5,82	2 703,58	- 5,66	99,5	2 709,24
2013	2 771,53	18,78	2 769,14	16,39	2 770,33	17,58	2 766,29	13,54	101,5	2 752,75
2014	2 871,93	17,27	2 869,46	14,80	2 870,69	16,03	2 866,56	11,90	101,3	2 854,66

^{a)} Terms-of-Trade-Effekt: $T = X_e (p_x/p - 1) + M_i (1 - p_m/p)$ mit X_e : reale Exporte, M_i : reale Importe, p_x : Exportpreisindex, p_m : Importpreisindex und p : genereller Deflator. Positives Vorzeichen: trading gain; negatives Vorzeichen: trading loss

Quelle: Statistisches Bundesamt; Berechnungen des ifo Instituts.

zur Berechnung des Terms-of-Trade-Effekts konkret verwendet wird.

Ein derartiges Ausnahmejahr war beispielweise 2009. Im Gefolge der weltweiten Rezession sank damals das reale BIP in Deutschland um 5,6%. Das Realeinkommen im Inland ging aber weit weniger stark zurück, als es durch das reale BIP zum Ausdruck kam. Denn aufgrund des starken Verfalls der Rohstoffpreise und des damit einhergehenden großen Anstiegs der Terms of Trade in Höhe von 4,6% war es gleichzeitig zu einem beträchtlichen trading gain gekommen. Das Realeinkommensplus reicht, abhängig vom gewählten Deflator, von 34,7 Mrd. (Preisindex der inländischen Verwendung) bis zu 43,9 Mrd. Euro (Preisindex der Importe). Der Rückgang des Realwerts des BIP bewegt sich damit in einer Spanne von 3,9 bzw. 4,3%; der relative trading gain – gemessen als Differenz der Veränderungsrate des Realwerts des BIP und der Veränderungsrate des realen BIP – liegt in einer Spanne von 1,4 und 1,7 Prozentpunkten (vgl. Tab. 1 und Tab. 2).

Abgesehen von diesem Ausnahmejahr unterscheiden sich die hier berechneten Terms-of-Trade-Effekte und BIP-Real-

werte aber um höchstens 0,2 Prozentpunkte, was deutlich innerhalb der amtlichen Unsicherheitsmarge für die Veränderungsrate des preisbereinigten BIP liegt (derzeit 0,4 Prozentpunkte, gemessen an der mittleren absoluten Revision zwischen vorläufigem Wert und finaler Jahresüberarbeitung) (vgl. Statistisches Bundesamt 2015, S. 32–33). Erwartungsgemäß kann es bei Verwendung des Deflators der inländischen Verwendung p_{LIV} zu gewissen Unschärfen beim Terms-of-Trade-Effekt kommen: So war z.B. in den Jahren 2004 und 2007 der Anstieg der Terms of Trade nicht groß genug, um angesichts stark zunehmender realer Exportüberschüsse das Entstehen von, wenngleich marginalen, trading losses zu verhindern (vgl. Tab. 1). Diese Anomalie deutet sich für das Jahr 2007 auch in den Vorjahresraten an: So stieg in diesem Jahr das reale BIP um 3,3%, der Realwert des BIP jedoch nur um 3,2% (vgl. Tab. 2).

Fazit

Mit dem Nachweis des Realwerts des Bruttoinlandsprodukts ist eine wichtige Datenlücke in den VGR geschlossen

Tab. 2
Relative Terms-of-Trade-Effekte im Zeitraum 1992 bis 2014

	Realwert BIP	ToT-Effekt ^{a)}	Realwert BIP	ToT-Effekt ^{a)}	Realwert BIP	ToT-Effekt ^{a)}	Realwert BIP	ToT-Effekt ^{a)}	Terms of Trade	Reales BIP (Kettenindex 2010 = 100)
	berechnet mit dem Preisindex der Importe p_X		berechnet mit dem Preisindex der Exporte p_M		berechnet mit dem Preisindex $\frac{1}{2}p_X + \frac{1}{2}p_M$		berechnet mit dem Preisindex der Inlandsverw. p_{LIV}			
Veränderung gegenüber dem Vorjahr in %										
1992	2,7	0,8	2,7	0,8	2,7	0,8	2,7	0,8	3,3	1,9
1993	-0,5	0,4	-0,5	0,4	-0,5	0,4	-0,5	0,4	2,0	-1,0
1994	2,7	0,2	2,7	0,2	2,7	0,2	2,7	0,2	1,0	2,5
1995	2,1	0,4	2,1	0,4	2,1	0,4	2,1	0,4	1,7	1,7
1996	0,7	-0,1	0,7	-0,1	0,7	-0,1	0,7	-0,1	-0,3	0,8
1997	1,4	-0,4	1,4	-0,4	1,4	-0,4	1,4	-0,4	-1,7	1,8
1998	2,5	0,5	2,5	0,5	2,5	0,5	2,4	0,5	1,9	2,0
1999	2,2	0,2	2,2	0,2	2,2	0,2	2,2	0,2	0,8	2,0
2000	1,6	-1,3	1,7	-1,3	1,7	-1,3	1,7	-1,3	-4,3	3,0
2001	1,7	0,0	1,7	0,0	1,7	0,0	1,7	0,0	0,1	1,7
2002	0,7	0,7	0,6	0,6	0,6	0,6	0,5	0,5	2,0	0,0
2003	-0,3	0,4	-0,4	0,3	-0,3	0,4	-0,4	0,3	1,2	-0,7
2004	1,3	0,1	1,2	0,1	1,2	0,1	1,2	0,0	0,2	1,2
2005	0,0	-0,7	0,1	-0,6	0,1	-0,6	0,1	-0,6	-1,8	0,7
2006	3,0	-0,7	3,1	-0,6	3,0	-0,7	3,1	-0,6	-1,6	3,7
2007	3,3	0,1	3,3	0,1	3,3	0,1	3,2	0,0	0,2	3,3
2008	0,3	-0,7	0,4	-0,6	0,4	-0,7	0,4	-0,7	-1,7	1,1
2009	-3,9	1,7	-4,1	1,5	-4,0	1,6	-4,3	1,4	4,6	-5,6
2010	3,1	-1,0	3,2	-0,9	3,1	-1,0	3,2	-0,8	-2,3	4,1
2011	2,5	-1,1	2,6	-1,0	2,5	-1,1	2,6	-1,0	-2,4	3,6
2012	0,1	-0,2	0,2	-0,2	0,2	-0,2	0,2	-0,2	-0,5	0,4
2013	0,8	0,7	0,7	0,6	0,7	0,6	0,6	0,5	1,5	0,1
2014	2,2	0,6	2,1	0,5	2,2	0,6	2,0	0,4	1,3	1,6

^{a)} Differenz der Veränderungsrate von Realwert des BIP und realem BIP; in Prozentpunkten. Positives Vorzeichen: trading gain; negatives Vorzeichen: trading loss.

Quelle: Statistisches Bundesamt; Berechnungen des ifo Instituts.

worden. Zur Ermittlung des Realwerts des BIP muss zum Bruttoinlandsprodukt in Vorjahrespreisen der sog. *Terms-of-Trade-Effekt* addiert werden. Trading gains/losses sind im herkömmlichen preisbereinigten BIP nicht enthalten, weil Gewinne bzw. Verluste aus Verschiebungen der Preisrelationen im internationalen Handel nicht zur »realen« wirtschaftlichen Leistung gezählt werden. Sie werden bei der Berechnung des preisbereinigten BIP durch die Methode der doppelten Deflationierung ausgeschaltet. Generell sollten Realwerte anhand des Warenkorbs ermittelt werden, für den das Einkommen ausgegeben wird. Weil kein Warenkorb für alle Verwendungszwecke des Einkommens gleichermaßen optimal ist, werden in der Rechenpraxis der Statistischen Ämter unterschiedliche Deflatoren zur Berechnung des Terms-of-Trade-Effekts verwendet.

Für den Einsatz von handelsbasierten Deflatoren wie p_X , p_M und $\frac{1}{2}p_X + \frac{1}{2}p_M$ spricht, dass das Vorzeichen des Terms-of-Trade-Effekts eindeutig von der Bewegungsrichtung der Terms of Trade bestimmt wird. Für die Verwendung des Deflatoren der inländischen Verwendung p_{LIV} spricht, dass in diesem Fall der implizite Preisindex des inländischen Real-

einkommens (=nominales BIP/Realwert des BIP) mit p_{LIV} identisch ist, was die ökonomische Interpretation erleichtert (vgl. Kohli 2006, S. 49). Hinzu kommt der weite Repräsentationsgrad dieses Preisindex. Für Deutschland jedenfalls liegen die auf Vorjahrespreisbasis berechneten trading gains/losses⁴ im Zeitraum 1992 bis 2014 für alle hier betrachteten Deflatoren im Allgemeinen vergleichsweise recht eng beieinander, so dass es in der Rechenpraxis bis auf Ausnahmejahre mit überdurchschnittlichen Terms-of-Trade-Änderungen keine allzu große Rolle spielt, welcher Preisindex bei der Ermittlung des Terms-of-Trade-Effekts zugrunde gelegt wird.

Literatur

Europäische Kommission (2014), »Europäisches System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen ESVG 2010«, Luxemburg.

Gutmann, P. (1981), »The Measurement of Terms of Trade Effects«, *The Review of Income and Wealth*, 433-453.

⁴ Lützel hatte bereits 1987 empfohlen, den Terms-of-Trade-Effekt auf Vorjahrespreisbasis auszudrücken, um seine generelle Interpretierbarkeit nicht in Frage zu stellen (vgl. Lützel 1987, S. 122).

Kohli, U. (2004), »Real GDP, Real Domestic Income, and Terms-of-Trade Changes«, *Journal of International Economics* 62, 83–106.

Kohli, U. (2006), »Real GDP, Real GDI, and Trading Gains: Canada, 1981–2005«, *International Productivity Monitor* Nr. 13, 46–56.

Lützel, H. (1987), »Realeinkommen in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen«, *Wirtschaft und Statistik* (2), 115–122.

Nierhaus, W. (2000), »Realeinkommen im neuen Europäischen System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen«, *ifo Schnelldienst* 53(4), 7–13.

Nierhaus, W. (2015), »Realwert des Bruttoinlandsprodukts und Terms of Trade: Ergebnisse für 2014«, *ifo Schnelldienst* 68(3), 36–40.

Silver, M. und K. Mahdavy (1989), »The Measurement of a Nation's Terms of Trade Effect and Real National Disposable Income within a National Accounting Framework«, *Journal of the Royal Statistical Society, Series A (Statistics in Society)* 152(1), 87–107.

Statistisches Bundesamt (2015), »Bruttoinlandsprodukt 2014 für Deutschland«, Begleitmaterial zur Pressekonferenz am 15. Januar 2015.

United Nations (1968), *A System of National Accounts*, New York.

United Nations (1979), »Manual on National Accounts at Constant Prices«, *Statistical Papers, Series M*, Nr. 64, New York.

United Nations (2009), »System of National Accounts SNA 2008«, New York.

Kasten 3.2

Zur Entwicklung des Erwerbspersonenpotenzials

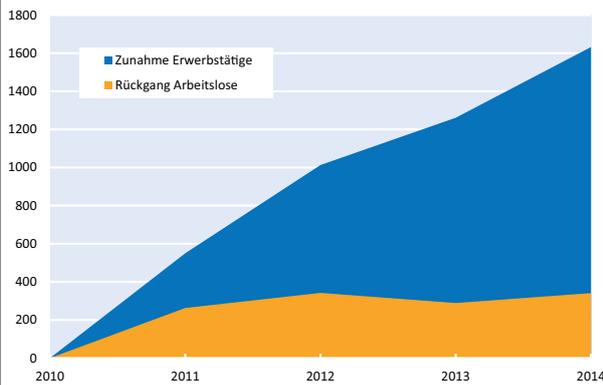
Die Beschäftigung in Deutschland nimmt seit Beginn des Jahrzehnts stetig zu. Bis zum Jahr 2014 stieg die Anzahl der Erwerbstätigen um insgesamt 1,6 Mio. Personen. In derselben Periode nahm die Anzahl der Arbeitslosen lediglich um 350 000 Personen ab (vgl. Abb. 3.11). Die Zunahme der Erwerbstätigkeit speist sich demnach zum überwiegenden Teil durch Personen, die zuvor nicht am Arbeitsmarktgeschehen beteiligt waren. Die sogenannten Erwerbspersonen nahmen demnach um rund 1,25 Mio. Personen zu.

Diese Entwicklung ist in Anbetracht des Rückgangs der Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter (von 15 bis 65 Jahren) um 1,2 Mio. Personen umso bemerkenswerter (vgl. Abb. 3.12). Augenscheinlich konnte dieser Verlust mehr als ausgeglichen werden. Im Zeitraum 2010–2014 erzielte Deutschland erhebliche Wanderungsgewinne. Die Nettozuwanderung stieg um 1,7 Mio. Personen. Hierbei ist zu berücksichtigen, dass nicht alle Zuwanderer am Arbeitsmarktgeschehen teilnehmen. Des Weiteren kamen viele Personen auf den Arbeitsmarkt, die sich zuvor in Maßnahmen der Bundesagentur für Arbeit befanden.¹ Zudem fanden offenbar zahlreiche Personen einen Arbeitsplatz, die zwar erwerbslos waren und dem Arbeitsmarkt prinzipiell zur Verfügung standen, aber – z.B. aufgrund fehlender Ansprüche – nicht arbeitslos gemeldet waren. Bei alledem nahm die stille Reserve um 500 000 Personen ab (vgl. Abb. 3.12). Die verbleibende Differenz von rund 350 000 Personen kann unter anderem sozio-ökonomischen Faktoren zugeschrieben werden. So führte eine Erhöhung der Erwerbsneigung Älterer, beispielsweise durch einen späteren Eintritt in die Altersrente oder einen Hinzuverdienst zur Rente zu einer Ausdehnung des Arbeitsangebots um 300 000 Personen.²

Abb. 3.11

Entwicklung Erwerbstätigkeit

Kumulierte Veränderung in Tsd. Personen

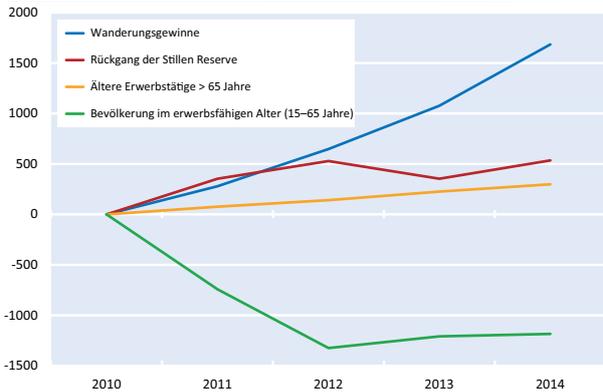


Quellen: Statistische Bundesamt, Bundesagentur für Arbeit;

Abb. 3.12

Ausgewählte Indikatoren der Erwerbstätigkeit

Kumulierte Veränderung in Tsd. Personen



Quellen: Statistisches Bundesamt, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB), EU Labor Force Survey;

¹ Vgl. Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB), IAB-Kurzbericht 7/2015.

² Vgl. EU Labor Force Survey, verfügbar unter: <http://ec.europa.eu/eurostat/web/lfs/data/database>.

Wie schnell erholt sich eine Volkswirtschaft nach einer Währungs- und Staatsschuldenkrise?

56

Historische Erfahrungen aus einer globalen Perspektive

Isabel Hanisch, Klaus Wohlrabe und Timo Wollmershäuser

Griechenland steckt in einer tiefen Krise. Seit dem Jahr 2007 ist das reale Bruttoinlandsprodukt um über 25% eingebrochen. Der im Jahr 2012 verhandelte Schuldenschnitt hat die Situation Griechenlands nicht nachhaltig verbessert. Mit dem Regierungswechsel Anfang dieses Jahres und mit dem jüngsten Referendum hat die griechische Bevölkerung Nein zum Reformprogramm der übrigen Euro-Mitgliedsländer gesagt. Eine Verbesserung der Wettbewerbsfähigkeit und eine Sanierung des Staatshaushalts sind aber notwendige Voraussetzungen dafür, dass Griechenland die Krise überwindet und nicht dauerhaft von Transferzahlungen der Staatengemeinschaft (also wiederholten Schuldenerlassen) abhängt. Wenn diese Reformen nicht im Euro gelingen, verbleiben als einzige Option der Austritt aus der Währungsunion und die Wiedereinführung der griechischen Drachme mit einer anschließenden Abwertung. Bereits im Jahr 2012 hat sich das ifo Institut für einen Grexit ausgesprochen und im Rahmen einer Studie gezeigt, dass sich Staaten, die eine starke Abwertung ihrer Währung erfuhren, bereits zwei Jahre nach der Währungskrise wieder erholten und Wachstumsraten aufwiesen, die über den durchschnittlichen Raten des Vorkrisenzeitraums lagen (vgl. Born et al. 2012). Im vorliegenden Beitrag wird diese Untersuchung auf Staatsschuldenkrisen ausgeweitet. Als zentrales Ergebnis kann festgehalten werden, dass nur Schuldenschnitte, die zusammen mit einer starken externen Abwertung auftraten, mit einer nachhaltigen wirtschaftlichen Erholung einhergingen.

Die Anzahl derer, die einen Schuldenschnitt und einen Austritt Griechenlands aus der Europäischen Währungsunion befürworten, hat in den vergangenen Monaten deutlich zugenommen. Damit verbunden ist die Hoffnung, dass Griechenland durch eine externe Abwertung der dann neu eingeführten griechischen Drachme wieder schnell an Wettbewerbsfähigkeit gewinnen und somit die Krise hinter sich lassen könnte. Aus empirischer Sicht sind die Erfahrungen mit Austritten aus früheren Währungsunionen wenig hilfreich, da diese Krisen meist von kriegerischen Umständen begleitet wurden (vgl. Born et al. 2012). Dennoch gibt es eine Reihe historischer Beispiele für Staatsschuldenkrisen und Schuldenschnitte, die mit Währungs Krisen, also starken Abwertungen der Krisenwährungen gegenüber wichtigen Ankerwährungen, einhergingen. In dieser Studie sollen die Erfahrungen dieser Länder untersucht und auf einen Austritt Griechenlands aus der Eurozone übertragen werden, der mit einer starken Abwertung der neuen griechische Drachme einhergehen dürfte. Ziel der Untersuchung ist es somit, auf Grundlage dieser historischen Erfahrungen die realwirtschaftlichen Effekte von Währungs- und/oder Staatsschuldenkrisen zu quantifizieren

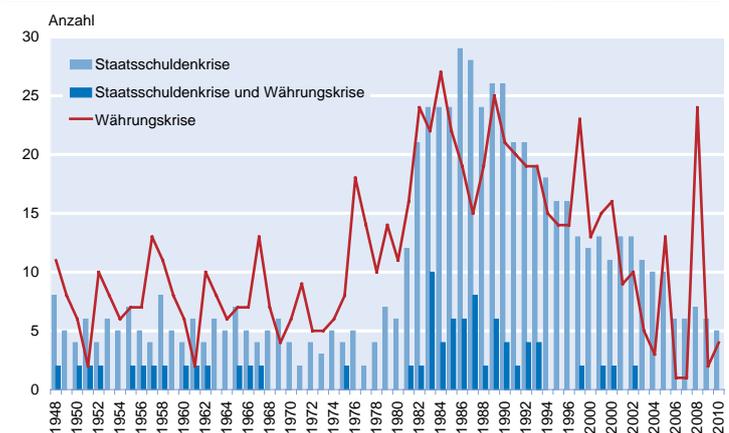
Der Zeitraum der Analyse erstreckt sich von 1960 bis 2010. Die Zeitreihen für das reale Bruttoinlandsprodukt werden den Penn World Tables des Center for International Comparisons der Universität Pennsylvania (CICUP) entnommen. Die Datierung der Währungs- und Staatsschuldenkrisen basiert auf den Arbeiten von Reinhart und Rogoff (2009) und Reinhart (2010). Diesen Autoren folgend, ist eine Währungskrise definiert als eine Abwertung von mindestens 15% innerhalb eines Jahres gegenüber der jeweiligen Ankerwährung (meist dem US-Dollar, dem britischen Pfund oder der D-Mark). Wie bereits in Reinhart und Rogoff (2009) dokumentiert, sind Währungs Krisen keine Seltenheit. Nachdem ihre Häufigkeit seit den 80er Jahren trendmäßig abgenommen hat, kam es in der jüngsten Weltfinanzkrise wieder zu einem sprunghaften Anstieg. Ihre durchschnittliche Dauer beträgt im Untersuchungszeitraum etwa zwei Jahre. Staatsschuldenkrisen sind ebenfalls ein Phänomen der 1980er Jahre; allerdings erstrecken sie sich im Schnitt über neun Jahre. Sie werden von Reinhard und Rogoff (2009) als das Unvermögen einer Regierung definiert, Zins- oder Tilgungszahlung bei Fälligkeit (beziehungsweise innerhalb der festgelegten Frist) zu leisten.¹ Cruces und Trebesch (2013) liefern darüber hinaus eine umfangreiche Datenbasis für Staatsschuldenschnitte und Umschuldungen ab dem Jahr 1970.² Demnach sind mehr als 50% der von Reinhard und Rogoff (2010) deklarierten Staatsschuldenkrisen mit Schuldenschnitten verbunden gewesen. Abbildung 1 verdeutlicht, dass auch die Häufigkeiten von Staatsschuldenkrisen und Währungs Krisen einen ganz ähnlichen Verlauf aufweisen.

Aufbauend auf diesen Daten, werden die Auswirkungen von Staatsschulden- und Währungs Krisen auf das reale

¹ »A sovereign default (or public default) is defined as the failure of a government to meet a principal or interest payment on the due date (or within the specified grace period). The episodes include instances in which rescheduled debt is ultimately extinguished in terms less favorable than the original obligation.« (Reinhart und Rogoff 2009)

² Die Daten wurden unter <https://sites.google.com/site/christophrebesch/data>, aufgerufen am 7. Juli 2015.

Abb. 1
Historische Häufigkeit von Währungs- und Staatsschuldenkrisen



Quelle: Reinhart und Rogoff (2009); Darstellung des ifo Instituts.

Tab. 1
Durchschnittliche makroökonomische Effekte bei Währungs- und/oder Staatsschuldenkrisen auf das Bruttoinlandsprodukt

	K	T	T + 1	T + 2	T + 3	Anzahl der Beobachtungen
Währungskrise	- 1,7	- 2,4	- 1,3	0,5	0,6	119
Währungskrise und Staatsschuldenkrise	- 0,9	- 3,7	- 1,4	2,5	2,5	16
Währungskrise und Schuldenschnitt	- 1,7	- 4,4	- 3,3	1,1	1,4	8
Schuldenschnitt	- 1,5	- 2,0	- 0,4	0,8	- 2,1	17

Anmerkungen: K bezeichnet das Jahr des Krisenbeginns, T das Ende der Krise. Die makroökonomischen Effekte werden gemessen als Abweichung der Veränderungsrate des realen Bruttoinlandsprodukts im Vergleich zum Vorkrisentrend in Prozentpunkten.

Quelle: Penn World Tables; Berechnungen des ifo Instituts.

Bruttoinlandsprodukt zu verschiedenen Zeitpunkten untersucht: zu Beginn der Krise im Jahr K, zum Krisenende im Jahr T sowie in den drei darauffolgenden Jahren T + 1, T + 2 und T + 3. Da die betrachteten Länder sehr unterschiedliche Trendwachstumsraten aufweisen, berechnen wir die makroökonomische Auswirkung der Krise als Differenz zwischen der tatsächlichen Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts und der durchschnittlichen Wachstumsrate in den fünf Vorkrisenjahren.³ In unserer Analyse schließen wir alle Länder aus dem Datensatz aus, die sich vor oder zu Beginn der Krise in einer Phase extrem hoher Inflations- bzw. Wachstumsraten befanden und sich damit deutlich von der aktuellen Situation in Griechenland unterscheiden.⁴ Insgesamt verbleiben für die Analyse 119 Währungskrisen (mit und ohne Staatsschuldenkrise), 16 gleichzeitig auftretende Staatsschulden- und Währungskrisen, acht Schuldenschnitte mit einhergehender Währungskrise und 17 Schuldenschnitte ohne Währungskrise.

Die Ergebnisse der Untersuchung, die in Tabelle 1 zusammengefasst werden, spiegeln die durchschnittliche Entwicklung in den betrachteten Krisenszenarien wider. Bei der Interpretation ist zu berücksichtigen, dass die Ergebnisse lediglich historische Korrelationen darstellen. Kausale Schlussfolgerungen können daraus nicht gezogen werden, da Änderungen in den jeweiligen Wachstumsraten des realen Bruttoinlandsprodukts auch Ursachen haben können, die nichts mit der jeweilige Krise zu tun haben und die in der vorliegenden Analyse nicht berücksichtigt wurden. Bei Währungskrisen im Allgemeinen erholt sich die Wirtschaft bereits im zweiten Jahr nach dem Ende der Krise und weist eine Wachstumsrate auf, die höher als im Durchschnitt der fünf Jahre vor der Krise ist. Eine Währungskrise mit einher-

gehender Schuldenkrise bzw. einem gleichzeitigen Schuldenschnitt führt am Ende der Krise zunächst zu einem stärkeren Wirtschaftseinbruch, jedoch dann auch zu einer schnelleren Erholung ab dem zweiten Nachkrisenjahr. Kommt es nur zu einem Schuldenschnitt ohne gleichzeitige Abwertung der Währung, dauert die Krise länger und ein nachhaltiger Aufschwung ist selbst im dritten Jahr nach der Krise nicht zu beobachten.

Diese Ergebnisse liefern wichtige Hinweise darauf, mit welchen makroökonomischen Folgen für Griechenland nach einem Austritt aus der Währungsunion mit oder ohne Schuldenschnitt bzw. bei einem Verbleib im Euro mit einem Schuldenschnitt zu rechnen ist. Die historischen Erfahrungen zeigen, dass nur Schuldenschnitte, die zusammen mit einer starken externen Abwertung auftraten, mit einer nachhaltigen wirtschaftlichen Erholung einhergingen. Sollten die internationalen Geldgeber also zu dem Ergebnis gelangen, dass ein teilweiser Schuldenerlass für Griechenland unumgänglich ist, sollte dies mit einem Ausscheiden Griechenlands aus der Währungsunion verbunden werden.

Literatur

Born, B., T. Buchen, K. Carstensen, C. Grimme, M. Kleemann, K. Wohlrabe und T. Wollmershäuser (2012), »Austritt Griechenlands aus der Europäischen Währungsunion: historische Erfahrungen, makroökonomische Konsequenzen und organisatorische Umsetzung«, *ifo Schnelldienst* 65(10), 9–37.

Cruces, J.J. und Chr. Trebesch (2013), »Sovereign Defaults: The Price of Haircuts«, *American Economic Journal: Macroeconomics* 5(3), 85–117.

Reinhart, C. (2010), »This Time is Different Chartbook: Country Histories on Debt, Default, and Financial Crises«, NBER Working Paper 15815.

Reinhart, C. und K. Rogoff (2009), *This Time is Different: Eight Centuries of Financial Folly*, Princeton University Press, Princeton.

³ Eine einfache Mittelung der BIP-Zuwachsraten im Untersuchungszeitraum würde zu wenig aussagekräftigen Ergebnissen führen, da beispielsweise in einem Schwellenland mit einer hohen Trendwachstumsrate selbst ein starker Konjunkturerinbruch nicht mit einer Schrumpfung der Wirtschaftsleistung einhergehen muss, wie dies in einem Industrieland zu erwarten wäre.

⁴ Als Hochinflationsphase werden Zeiträume definiert, in denen die durchschnittliche Inflationsrate in den drei Vorkrisenjahren über 25% lag. Eine starke Wachstumsphase liegt vor, wenn das reale Bruttoinlandsprodukt zu Krisenbeginn mit Raten größer als 10% expandierte.

Vorratsinvestitionen spielen in längerfristiger Betrachtung keine gewichtige Rolle für das Wachstum des Bruttoinlandsprodukts in Deutschland. Gleichwohl sind sie in kurzfristiger, konjunktureller Hinsicht bedeutsam. Sie können prozyklisch wirken und konjunkturelle Ausschläge verstärken, sie können aber auch antizyklisch auftreten und Konjunkturschwankungen dämpfen. Der folgende Beitrag beleuchtet den Aspekt der Lagerhaltung in den ifo Unternehmensbefragungen und zeigt Zusammenhänge zu den volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen auf.

Vorratsinvestitionen werden in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) als *Vorratsveränderung* auf der Verwendungsseite des Bruttoinlandsprodukts (BIP) nachgewiesen (vgl. Brümmerhoff und Lützel 2002, S. 465). Sie sind Bestandteil der *Bruttoinvestitionen* und damit der *inländischen Verwendung*. Die Vorratsveränderung, definiert als Zugang abzüglich Abgang an Vorräten, entspricht der Differenz der Vorratsbestände zwischen dem Ende und dem Anfang einer Berichtsperiode (Jahr oder Vierteljahr), bewertet in Durchschnittspreisen der Periode. Zu den Vorräten zählen Vorleistungsgüter, eigene Erzeugnisse (unfertige Erzeugnisse und Fertigwaren) sowie Handelsware. Zur Vorratsveränderung hinzugerechnet wird der Netozugang an Wertsachen (Goldbarren und Münzen, Kunstgegenstände, Schmuck und Edelsteine). In der makroökonomischen Theorie sind Vorratsinvestitionen ein wichtiges Element, um Ex-ante-Plangrößen an realisierte Ex-post-Größen anzugleichen. In konjunktureller Betrachtung können Vorratsinvestitionen prozyklisch wirken und konjunkturelle Ausschläge verstärken, sie können aber auch antizyklisch auftreten und konjunkturelle Schwankungen dämpfen.

Aus Unternehmenssicht können Vorratsveränderungen geplant oder ungeplant sein. Zu einem ungeplanten Aufbau von Vorräten kann es etwa kommen, wenn zu Beginn eines unvorhergesehenen Abschwungs die Nachfrage stärker sinkt, als die Produktion kurzfristig angepasst werden kann. In diesem Fall dienen die Vorräte als Puffer für Nachfrageveränderungen, die konjunkturelle Ausschläge dämpfen. Erwarten die Unternehmen dagegen einen Abschwung, könnten sie ihre Warenbestände freiwillig reduzieren, da bei geringerer Nachfrage weniger Waren vor-

gehalten werden müssen, um Engpässe zu vermeiden. Der in diesem Fall geplante Vorratsabbau würde dazu führen, dass konjunkturelle Schwankungen verstärkt werden. Die Geschwindigkeit der Lageranpassung hängt davon ab, ob es sich um Fertigwaren handelt, die in den jeweiligen Unternehmen produziert werden, um Vorleistungen, die für die Produktion notwendig sind, oder um Handelsware, die nicht weiter verarbeitet wird. Vorräte von Vorprodukten und Handelsware lassen sich in der Regel rascher anpassen als Fertigwarenvorräte, da Neubestellungen reduziert oder bereits getätigte Bestellungen vielfach storniert werden können. Die Anpassung der Fertigwarenvorräte erfolgt – falls sich das Nachfragevolumen nicht rasch wieder stabilisiert – über Anpassungen der Produktionstätigkeit, was einige Zeit dauern kann und zudem Kosten verursacht. Eine aus Unternehmenssicht nicht angemessene Höhe an Vorräten geht aber ebenfalls mit Kosten einher. Erachtet das Unternehmen die Vorräte als zu groß, ist aus seiner Sicht unnötig Kapital gebunden. Sind die Vorräte zu klein, besteht das Risiko von Produktionsausfällen oder Lieferengpässen. Daher werden Unternehmen versuchen, aus ihrer Sicht nicht angemessene Lagerbestände anzupassen. Bewerten Unternehmen die Vorräte als zu hoch, werden sie versuchen, diese zu reduzieren, bewerten sie die Bestände als zu niedrig, werden sie versuchen, diese zu erhöhen.

Warenlager im ifo Konjunkturtest

Der ifo Konjunkturtest ist eine Unternehmensbefragung, die insbesondere Einschätzungen, Erwartungen und Pläne von Unternehmen erhebt. Große Teile der von ifo gestellten Fragen sind mittlerweile innerhalb der EU harmonisiert und werden

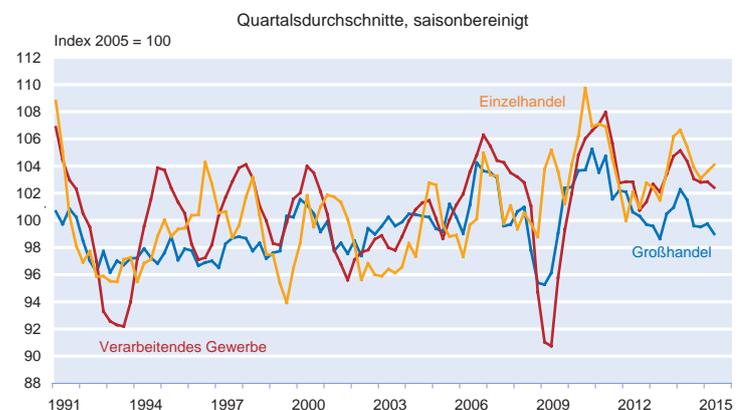
* Dr. Klaus Abberger ist Bereichsleiter Konjunkturumfragen an der KOF Konjunkturforschungsstelle der ETH Zürich.

als Teil des Umfrageprogramms der Europäischen Kommission von lokalen Institutionen in den verschiedenen Ländern verwendet. Die Daten für Deutschland werden von ifo an die Kommission geliefert.

Der ifo Konjunkturtest greift in seinem monatlichen Standardfragenprogramm ebenfalls die Lagerhaltung als Thema auf. Es wird jedoch nicht nach der tatsächlichen Veränderung der Lagerbestände gefragt, sondern nach einer Bewertung der Höhe der Lagerbestände. Im Verarbeitenden Gewerbe wird auf die Fertigwarenlager fokussiert. Die hier gestellte Frage lautet: »Unseren Bestand an unverkauften Fertigwaren empfinden wir als zu klein/ausreichend/zu groß«. Zusätzlich können die Unternehmen angeben, dass bei ihnen eine Lagerhaltung nicht üblich ist.¹ Eine entsprechende Frage wird auch im Einzelhandel und im Großhandel gestellt. Hier wird jedoch allgemein auf die Lagerbestände abgestellt. Da im Handel keine Warenproduktion stattfindet, dienen die Waren dem Verkauf, und es erübrigt sich eine Unterscheidung in Vorprodukte und Fertigprodukte. Zur Darstellung der konjunkturellen Entwicklung wird der Saldo aus den Anteilen der Unternehmen mit »zu kleinen« und »zu großen« Lagerbeständen gebildet. Aus volkswirtschaftlicher Sicht wirkt ein zunehmender Anteil von Unternehmen mit »zu kleinen« Lägern expansiv, hingegen eine zunehmende Häufung von »Zu groß«-Meldungen kontraktiv (vgl. Lindlbauer 1989, S. 379). Abbildung 1 zeigt die Lagerurteile der befragten Unternehmen in den drei Wirtschaftsbereichen, wobei die Antworten zur besseren Darstellung der konjunkturellen Tendenzen saisonbereinigt und zu Vierteljahresergebnissen zusammengefasst worden sind. Einer Kreuzkorrelogrammanalyse zufolge verlaufen die drei Lagerzyklen grosso modo koinzident, wobei die Lagerurteile im Einzelhandel einige Sonderzyklen aufweisen.

Die Beurteilung der Höhe der Lagerbestände wird in der Regel von der (erwarteten) Nachfrage und von der Produktion (bzw. im Handel dem Wareneinkauf) des Unternehmens beeinflusst. Die Lagereinschätzung kann sich etwa ändern, wenn sich die Nachfrage unerwartet entwickelt. Ist die Nachfrage unvorhergesehen tief und kann die Produktion nicht synchron angepasst werden, steigen die Lagerbestände. In diesem Fall eines ungeplanten Lageraufbaus tendieren die Unternehmen dazu, die Warenbestände als zu hoch einzustufen. Die Bewertung der Lagerbestände kann sich aber auch ändern, ohne dass sich zwingend die Höhe der Bestände geändert hat. Expecten die Unternehmen eine in Zukunft schwächere Nachfrage, müssen sie tendenziell weniger Waren vorhalten, um Lieferengpässe zu vermeiden. In diesem

Abb. 1
Lagerbeurteilung aus dem ifo Konjunkturtest nach Wirtschaftsbereichen



Quelle: ifo Konjunkturtest; Berechnungen des ifo Instituts.

Fall werden die Unternehmen die Lagerreserven tendenziell eher als zu groß einschätzen, obwohl sich die Bestände aktuell nicht verändert haben. Die Frage zur Lagerbeurteilung im ifo Konjunkturtest misst demnach nicht unbedingt die zum Befragungszeitpunkt realisierte Veränderung der Lagerbestände. Die Frage zielt vielmehr auf die durch das Unternehmen selbst induzierte zukünftige Nachfrage ab. Werden die momentanen Lagerbestände als zu groß angesehen, wird das Unternehmen versuchen, in Zukunft weniger Waren den Lagern zuzuführen. Um dies zu bewerkstelligen, wird es tendenziell die Produktion (bzw. im Handel den Wareneinkauf) verringern. Die Lagerbestände werden in der Folge reduziert. Dem entsprechend wird ein Unternehmen, das die Lagerbestände für zu gering erachtet, in der Zukunft vermehrt Waren den Lagern zuführen. Die Beurteilung der Lagerbestände dient somit als Frühindikator für zukünftige Veränderungen der Produktion, des Wareneinkaufs und der Lagerbestände.

Lagerbeurteilung und Produktionsentwicklung im ifo Konjunkturtest

Da Lagerhaltung nicht zuletzt kostspielig ist, weil sie finanzielle Ressourcen bindet und Lagerfläche beansprucht, sollte eine zunehmende Zahl von Unternehmen mit »Zu groß«-Meldungen gegenüber »Zu klein«-Meldungen eine Reduzierung der Produktion zur Folge haben. Im Standardfrageprogramm des ifo Konjunkturtests für das Verarbeitende Gewerbe wird monatlich nach der Produktionsentwicklung gefragt. Konkret lautet die Frage: »Unsere inländische Produktionstätigkeit ist im vorangegangenen Monat gestiegen/etwa gleich geblieben/gesunken«. Zusätzlich können die Unternehmen melden, dass bei ihnen im vergangenen Monat keine nennenswerte Produktion zu verzeichnen war.

In Abbildung 2 wird die Veränderung der Lagerbeurteilung der Unternehmen im Verarbeitenden Gewerbe die vierteljährliche Produktionsentwicklung gegenübergestellt. Konkret

¹ Im vierteljährlichen Sonderfragenteil des ifo Konjunkturtests werden die Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes zusätzlich nach dem in Produktionswochen gemessenen Umfang der Rohstoff und Vormaterialbestände sowie der Fertigwarenbestände befragt (vgl. Ruppert 2004, S. 20).

Abb. 2
Lagerbeurteilung und Produktionsentwicklung aus dem ifo Konjunkturtest
 Verarbeitendes Gewerbe



wurden die monatlichen Lagerbeurteilungen in der Industrie zu Quartalsdurchschnitten zusammengefasst und, weil es sich um Tendenzangaben von Bestandsgrößen handelt, als erste Differenzen gegen Vorquartal ausgewiesen. Da sich die Frage zur Produktionsentwicklung im ifo Konjunkturtest auf den jeweiligen dem Berichtsmonat vorausgehenden Vormonat bezieht, wurde die vierteljährliche Produktionsentwicklung aus auf der Zeitachse um einen Monat verschobenen Quartalsdurchschnitten gebildet. So ergibt sich z.B. der Wert für die durchschnittliche Produktionsentwicklung im ersten Quartal 2015 aus dem Durchschnitt der Monate Februar, März und April. Da sich die Reihen rechnerisch bzw. inhaltlich auf Vorquartale bzw. Vormonate beziehen, werden alle Variablen saisonbereinigt dargestellt.

Es zeigt sich, dass der Verlauf der beiden Zeitreihen im Zeitraum 1992 bis 2015 recht ähnlich ist; es manifestiert sich ein vergleichsweise enger Zusammenhang. Weiterhin wird sichtbar, dass die Veränderung der Lagerbeurteilung im Verarbeitenden Gewerbe der Produktionsentwicklung mehr oder weniger vorausleitet. Der engste durchschnittliche Zusammenhang – gemessen am Maximum des Korrelationskoeffizienten in einem Kreuzkorrelogramm – ergibt sich bei einem Vorlauf von einem Quartal; die Korrelation beträgt hier 0,71. Wenn im Vorquartalsvergleich mehr Industrieunternehmen ihre Fertigwarenläger per saldo als zu klein erachten, steigt in aller Regel ein Quartal später die Produktion. Schätzen umgekehrt eine zunehmende Zahl von Industrieunternehmen ihre Lagerbestände als zu groß ein, so zieht das in der Folge wenig später eine Produktionseinschränkung nach sich (vgl. Europäische Kommission 2015).

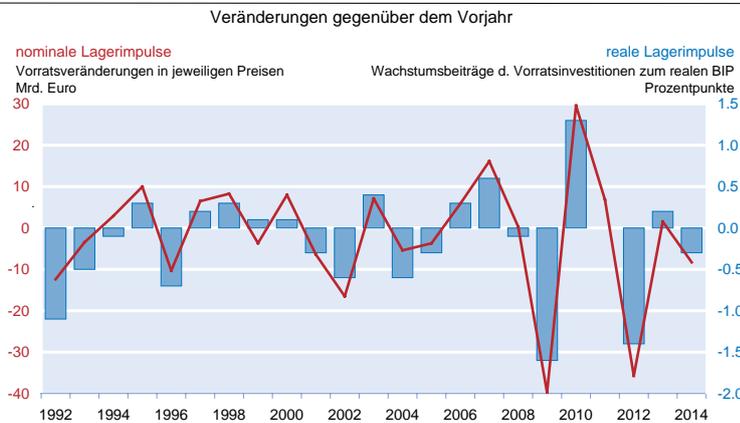
Lagerbeurteilung und VGR

In den deutschen VGR werden die jährlich ausgewiesenen Vorratsveränderungen nach zwei Verfahren ermittelt (vgl.

Statistisches Bundesamt 2007a, S. 351 ff). Beide Ansätze basieren auf Bestandsvergleichen. Bei der einen Methode stehen Mengenangaben zur Verfügung (so etwa in der Landwirtschaft und beim Erdölbevorratungsverband), die mit Marktpreisen bewertet werden können. Für die meisten Wirtschaftszweige geht das Statistische Bundesamt dagegen nicht von originär erhobenen Mengen, sondern von Buchwerten aus, wie sie etwa in der Kostenstruktur- oder in sonstigen Jahresstatistiken erfasst werden. Bei der Ermittlung der Vorratsveränderungen werden preisbedingte Scheingewinne und -verluste (»holding gains and losses«) bei Beständen herausgerechnet. Die Lagerschätzungen werden anschließend im Rahmen des Abgleichs von Entstehungs- und Verwendungsrechnung des BIP in einem mehrstufigen Prozess plausibilisiert und bei Bedarf adjustiert. Sie bergen von daher immer auch Elemente einer »statistischen Restgröße« in sich. Die unterjährige Veränderung der Lagerbestände wird vom Statistischen Bundesamt anhand von Indikatoren fortgeschrieben, weil es hierzu keine eigens erhobenen Daten gibt. Zu den verwendeten Indikatoren zählen etwa die Differenz zwischen dem Produktions- und Umsatzindex im Verarbeitenden Gewerbe oder aber die ifo Lagerbeurteilung (vgl. Statistisches Bundesamt 2007b, S. 33 f). Vorratsinvestitionen werden vom Statistischen Bundesamt in jeweiligen Preisen dargestellt. Die Veränderung der Lagerveränderung in jeweiligen Preisen gegenüber dem vergleichbaren Vorjahreszeitraum wird hier als nominaler Lagerimpuls (in Mrd. Euro) bezeichnet. In realer Rechnung, d.h. auf Vorjahrespreisbasis, werden zeitlich vergleichbare Vorratsveränderungen vom Bundesamt nur als Wachstumsbeiträge zum realen BIP (reale Lagerimpulse in Prozentpunkten) nachgewiesen. Abbildung 3 zeigt nominale und reale Lagerimpulse auf Jahresbasis, beide Zeitreihen sind naturgemäß hochkorreliert.

In längerfristiger Betrachtung spielen Vorratsveränderungen keine größere Rolle für die Wirtschaftsentwicklung in Deutschland. Die durchschnittliche nominale Lageränderung betrug im Zeitraum 1991 bis 2014, den Ergebnissen des Statistischen Bundesamts zufolge, lediglich 0,2 Mrd. Euro, der Anteil der Lagerbestände am nominalen Bruttoinlandsprodukt hat damit nicht zuletzt aufgrund von effizientem, kostensparendem Lagermanagement wie Just-in-Time-Lieferungen und des Einsatzes moderner Informationstechniken (vgl. Grömling 2002, S. 1129) deutlich abgenommen. Der mittlere Beitrag der realen Lageränderung zur Veränderung des realen Bruttoinlandsprodukts lag im gleichen Zeitraum bei – 0,2%, der Anstieg der gesamtwirtschaftlichen Produktion in diesen Jahren in Höhe von durchschnittlich 1,3% p.a. wurde also durch den Abbau von

Abb. 3
Nominale und reale Lagerimpulse
Gesamtwirtschaft



Quelle: Statistisches Bundesamt.

Lägern leicht gebremst. In einzelnen Jahren kann die Höhe der Vorratsinvestitionen bzw. das Ausmaß ihrer Veränderung aber durchaus bedeutsam sein, so im Jahr 2014, als sich der nominale Lagerabbau per saldo immerhin auf 30,6 Mrd. Euro (oder 1,1% des Bruttoinlandsprodukts) belief oder im Jahr 2009, als ein negativer nominale Lagerimpuls in Höhe von 39,7 Mrd. Euro registriert werden konnte, was einem realen Impuls von -1,6 Prozentpunkten entsprach. Auch in den nachfolgenden Jahren 2010 und 2012 waren außerordentlich große Lagerimpulse zu verzeichnen.²

Aggregiert man die im ifo Konjunkturtest monatlich abgegebenen Lagerurteile aus Industrie und Handel über die Wertschöpfungsanteile zu einem Gesamtindex und fasst diesen zu Quartalsdurchschnitten zusammen, so zeigt sich, dass die Vorjahresveränderungen der so gewonnenen Lagerreihe den nominalen vierteljährlichen Lagerimpulsen aus den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen vorauslaufen (vgl. Abb. 4). Der engste durchschnittliche Zusammenhang zwischen den beiden Zeitreihen – gemessen am Maximum des Korrelationskoeffizienten – ergibt sich im Zeitraum 1992 bis 2014 bei einem Vorlauf von einem Vierteljahr; die Korrelation beträgt hier 0,68. Da das Statistische Bundesamt auch die ifo Lagerbeurteilung als Indikator für die Fortschreibung der vierteljährlichen Ergebnisse verwendet, überrascht eine positive Korrelation nicht. Dennoch ist das Ergebnis interessant. Da die ifo Befragungsergebnisse zum Lager nicht nur zeitnaher als andere Indikatoren vorliegen, sondern auch noch einen Vorlauf aufweisen, kann mit diesem Indikator schon frühzeitig

² Zu einem internationalen Vergleich von Lagerinvestitionen und Lagerimpulsen in den VGR vgl. Abrahamson und Hartwig 2010.

eine Einschätzung der vierteljährlichen Lagerimpulse erfolgen.

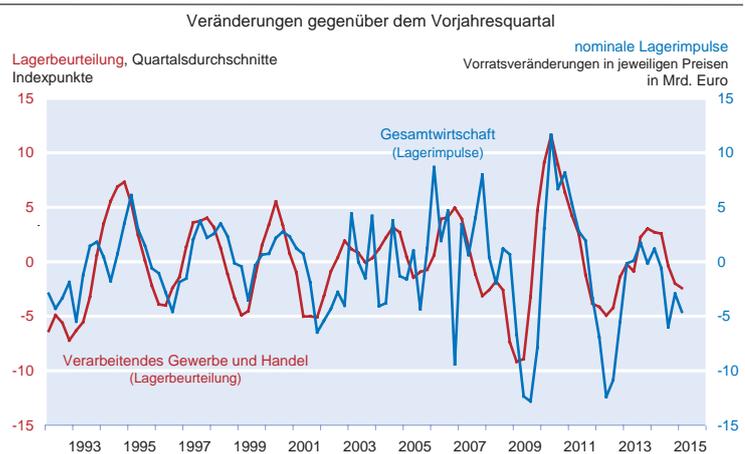
Die gleiche Korrelationsanalyse lässt sich auch für Jahres(-durchschnitts-)werte berechnen. In der Jahresrechnung verwendet das Statistische Bundesamt, wie oben beschrieben, eine Vielzahl von Quellen, teilweise Mengenangaben, teilweise Buchwerte. Über alle Datenpunkte hinweg gerechnet, zeigt das Kreuzkorrelogramm im gleichen Zeitraum nunmehr Koinzidenz zwischen der Veränderung der Lagerbeurteilung und den jährlichen Lagerimpulsen in jeweiligen Preisen, die maximale Kreuzkorrelation wird bei Gleichlauf erreicht und beträgt 0,69. Die Resultate aus den ifo-Umfragen erweisen sich somit als geeignete Indikatoren für die jähr-

lichen Veränderungen (Impulse) der aus vielen heterogenen Datenquellen ermittelten Vorratsinvestitionen in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (vgl. Abb. 5).

Fazit

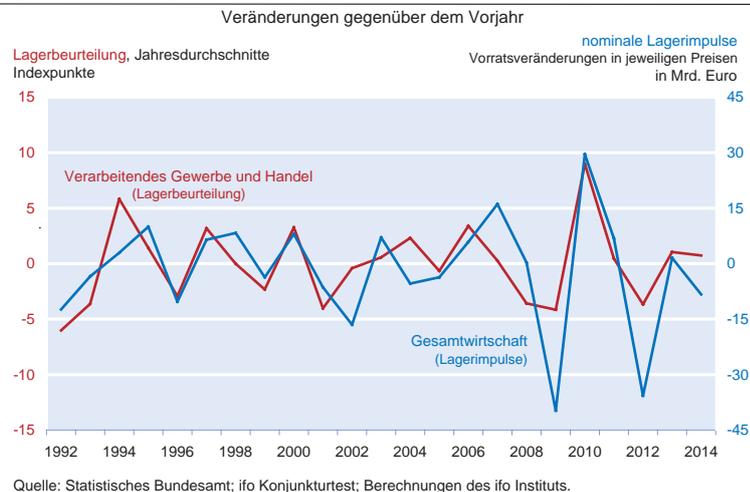
Vorratsinvestitionen sind eine konjunkturell bedeutsame Nachfragekomponente, auch wenn sie in längerfristiger Betrachtung keine große Rolle für das Wirtschaftswachstum spielen. Kurzfristig können die Vorratsinvestitionen aber die konjunkturellen Ausschläge merklich dämpfen oder verstärken. Daher ist die Beobachtung des Lagerzyklus für Konjunkturanalysen und -prognosen interessant. Aus diesem Grund werden in den ifo Konjunkturumfragen in verschiedenen Wirtschaftsbereichen Einschätzungen zu den Warenlagern erfragt. Die Einschätzung der Unternehmen wird dabei auch durch die eigene Produktionstätigkeit und die momentane und erwartete zukünftige Nachfrage geprägt. Es

Abb. 4
Lagerbeurteilung aus dem ifo Konjunkturtest und nominale Lagerimpulse



Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Konjunkturtest; Berechnungen des ifo Instituts.

Abb. 5
Lagerbeurteilung aus dem ifo Konjunkturtest und nominale Lagerimpulse



zeigt sich, dass die Veränderungen der Lagereinschätzung statistisch einen Vorlauf vor den Produktionsanpassungen besitzen. Es besteht eine deutliche positive Korrelation zwischen diesen Variablen, wobei die maximale Kreuzkorrelation der Veränderungen der Lagereinschätzung einen durchschnittlichen Vorlauf von einem Quartal vor den Produktionsveränderungen anzeigt. Im ifo Konjunkturtest wird nicht direkt nach den Veränderungen der Lagerbestände gefragt, sondern nach einer Einschätzung der Höhe der Bestände. Die Umfrageergebnisse geben dennoch deutliche Hinweise auf die durch das Statistische Bundesamt in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen ausgewiesenen Lagerimpulse. Die Ergebnisse der ifo Konjunkturumfragen können somit auch als Indikator für eine zeitnahe Einschätzung der Veränderung der Vorratsinvestitionen im Konjunkturverlauf verwendet werden.

Literatur

Abrahamsen, Y. und J. Hartwig (2010), »Lagerinvestitionen und Produktion in Europa: Gibt es ein Muster?«, *KOF Analysen*, Sommer 2010 – SA1, 27–40.

Brümmerhoff, D. und H. Lützel (2002), *Lexikon der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen*, 3. Auflage, Oldenburg, München.

Europäische Kommission (2015), *European Business Cycle Indicators*, 1st quarter 2015, Brüssel.

Grömling, M. (2002), »Vorratsveränderungen – Spielweise für Statistik und Prognose?«, *Wirtschaft und Statistik* (12), 1128–1134.

Lindlbauer, J.D. (1989), »Lagerindikatoren«, in: K.H. Oppenländer und G. Poser (Hrsg.), *Handbuch der ifo-Umfragen*, Duncker & Humblot, Berlin, München, 379.

Ruppert, W. (2004), »Konjunkturtest Verarbeitendes Gewerbe«, in: G. Goldrian (Hrsg.), *Handbuch der umfragebasierten Konjunkturforschung*, ifo Beiträge zur Wirtschaftsforschung Nr. 15, ifo Institut, München, 16–38.

Statistisches Bundesamt (2007a), *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Inlandsprodukt nach ESVG 1995 – Methoden und Grundlagen – Neufassung nach Revision 2005*, Fachserie 18 Reihe S. 22, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt (2007b), *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Vierteljährliche Berechnungen des Inlandsprodukts nach ESVG 1995 – Methoden und Grundlagen – Neufassung nach Revision 2005*, Fachserie 18 Reihe S. 23, Wiesbaden.

Zur Entwicklung der deutschen Investitionstätigkeit im europäischen Vergleich – die Rolle von Preis- und Mengeneffekten

39

Isabel Hanisch, Elisabeth Wieland und Timo Wollmershäuser

Seit der Jahrtausendwende wird in Deutschland die im internationalen Vergleich schwache Investitionsentwicklung beklagt. Allerdings wird in der Diskussion häufig nur die nominale Investitionsquote betrachtet, d.h. der Anteil der nominalen Investitionen am nominalen Bruttoinlandsprodukt. Hierin enthaltene Preisentwicklungen verdecken jedoch die reale Investitionstätigkeit. In diesem Beitrag wird die Veränderungsrate der deutschen Investitionsquote in Preis- und Mengeneffekte zerlegt und mit der Entwicklung in den Ländern der Europäischen Union seit 1996 verglichen. Die Analyse zeigt, dass in Deutschland spätestens seit der Finanzkrise eine vergleichsweise positive Entwicklung stattgefunden hat. Während sich Investitionen in Ausrüstungen und Geistiges Eigentum im Zeitraum 2007–2014 ähnlich wie im Zeitraum 1996–2007 entwickelt haben, ist der Zuwachs bei den Bauinvestitionen zuletzt größer als in den meisten EU-Mitgliedstaaten.

Investitionsquoten als Indikator für Investitionsschwäche

In der Diskussion um eine mögliche Investitionsschwäche warnt nicht nur die Europäische Investitionsbank (EIB) jüngst vor einem »dramatischen« Investitionsstau in Europa¹, auch viele andere Kommentatoren konstatieren eine »Investitionslücke«, insbesondere auch in Deutschland. So resümiert die vom Bundeswirtschaftsministerium einberufene Expertenkommission zur »Stärkung von Investitionen in Deutschland«, dass hierzulande eine »signifikante Investitionsschwäche (...) sowohl im öffentlichen wie im privaten Bereich« besteht und ein Investitionsrückstand von 3% des Bruttoinlandsproduktes (BIP) im Vergleich zum OECD-Durchschnitt 2013 vorliegt (vgl. Expertenkommission 2014). Eine Studie des DIW in Zusammenarbeit mit dem Handelsblatt Research Institute bestätigt einen Investitionsrückstand in Deutschland gegenüber anderen Industriestaaten (vgl. DIW und Handelsblatt Research Institute 2014). Einer Panelanalyse folgend wird für Deutschland eine Investitionstätigkeit unter Potenzial festgestellt, während im Gegensatz dazu für die USA eine tendenzielle Überinvestition diagnostiziert wird. Indes stellt das Bundesministerium für Wirtschaft und Energie (2014) zwar auch eine »relativ schwache Investitionsentwicklung« fest, doch offenbart die disaggregierte Analyse – nach Anlagekategorien und verschiedenen staatlichen Ebenen sowie Wirtschaftsbereichen – keine langfristige, strukturelle Investitionsschwäche. Hinsichtlich der deutschen Investitionstätigkeit im Bereich Bauten und

Ausrüstungen folgert auch der Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2014), dass »generell« keine Investitionslücke besteht.²

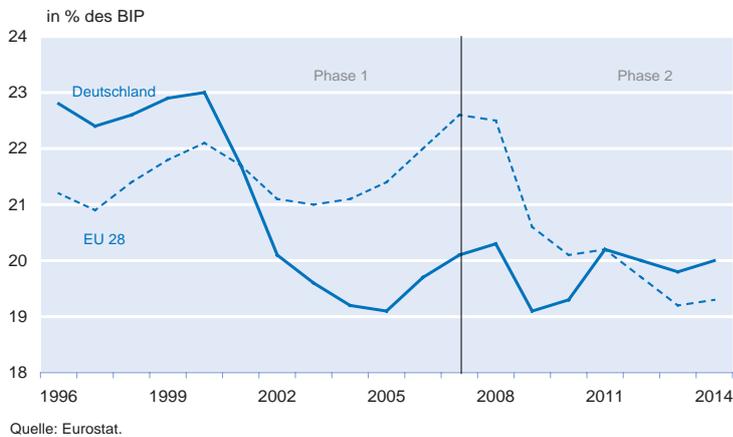
Unabhängig von einer differenzierten Betrachtung der Investitionstätigkeit wird in der Diskussion um eine strukturelle Investitionsschwäche häufig die nominale Investitionsquote herangezogen, d.h. der Anteil der Investitionen am nominalen BIP (vgl. bspw. Bach et al. 2013; DIW und Handelsblatt Research Institute 2014). Allerdings gilt es bei der Betrachtung von nominalen Investitionsquoten zu beachten, dass diese auch Preisentwicklungen enthalten, die die reale Investitionstätigkeit überlagern (vgl. Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung 2014).

Im vorliegenden Beitrag wird die Veränderungsrate der Investitionsquote explizit in Preis- und Mengeneffekte zerlegt und deren Entwicklung in den Ländern der Europäischen Union (EU 28) seit 1996 untersucht. Darüber hinaus wird die Analyse separat für Investitionen in Ausrüstungen, Bauten und Geistiges Eigentum betrachtet. Folglich wird in dem vorliegenden Beitrag, wie bereits in anderen Studien, zwischen den verschiedenen Unteraggregaten der Bruttoanlageinvestitionen unterschieden, neu ist allerdings die Berücksichtigung von Preiseffekten beim internationalen Vergleich der Investitionsquoten.

² Im Rahmen einer differenzierten Betrachtungsweise über die Anlagekategorien hinweg konstatieren auch Bardt et al. (2015), Eck et al. (2014) und Erber (2014) keine generelle Investitionsschwäche für Deutschland.

¹ Vgl. EIB-Chef Werner Hoyer in n-tv (2015).

Abb. 1
Entwicklung der Bruttoanlageinvestitionsquoten in Deutschland und der EU 28



Entwicklung der Investitionsquoten in Deutschland und der EU

Abbildung 1 zeigt den Verlauf der nominalen Investitionsquote für Deutschland und dem Durchschnitt der EU 28, d.h. der Anteil der Bruttoanlageinvestitionen am BIP in jeweiligen Preisen. Beide Reihen weisen einen deutlichen Rückgang der nominalen Investitionsquote seit 1996 auf, allerdings auch unterschiedliche Entwicklungen im Verlauf. Im Zeitraum 1996–2007 (»Phase 1«) verzeichneten Deutschland wie auch die EU 28 zunächst bis 2000 steigende Investitionsquoten. In Deutschland führten der Aufbau in Ostdeutschland, verstärkte Infrastrukturmaßnahmen sowie Bausubventionen zu einem Anstieg der Investitionen, so dass die Investitionstätigkeit sogar über dem EU-28-Durchschnitt lag. Anfang der 2000er Jahre folgte allerdings in Deutschland ein Einbruch der Investitionen aufgrund einer konjunkturellen Wachstumsschwäche, Maßnahmen zur Haushaltskonsolidierung und im Falle von Deutschland hohen Kapitalexporten in das europäische Ausland (vgl. Sinn 2014). In den EU 28 fiel dieser Rückgang geringer aus, schließlich ging die EU-Osterweiterung mit entsprechenden Aufholinvestitionen einher. Günstigere Finanzierungsmöglichkeiten kurbelten die Investitionen in den ost- und südeuropäischen Mitgliedstaaten an und führten zu Überinvestitionen vor allem im Bausektor (vgl. Sinn 2014). Zwischen 2007 und 2014 (»Phase 2«) fand hingegen flächendeckend ein starker Rückgang im Zuge der Finanzkrise und des bedingten Konjunkturabschwungs statt. Die globale Wirtschaftsschwäche, Konsolidierungsmaßnahmen und der Abbau der Überinvestitionen im Bausektor waren hierfür verantwortlich. Seit ihrem starken Einbruch in den Jahren 2008/2009 hat die Investitionstätigkeit auf europäischer Ebene nahezu kontinuierlich abgenommen. In Deutschland deutet sich dagegen seit 2011 eine zögerliche Erholung an. So liegt das Investitionsniveau mittlerweile über dem EU-28-Durchschnitt und hat das Vorkrisenniveau des Jahres 2008 wieder erreicht.

Zerlegung der Investitionsdynamik in Preis- und Mengeneffekte

Die in der Literatur übliche Betrachtung von nominalen Investitionsquoten birgt die Gefahr, dass starke Preisentwicklungen die reale Investitionstätigkeit überlagern. Wenn beispielsweise die Preise für Ausrüstungsgüter stärker sinken als das gesamte heimische Preisniveau (gemessen am BIP-Deflator), so würde ceteris paribus auch der nominale Anteil der Ausrüstungen am BIP sinken und eine Investitionsschwäche signalisieren. Ein Rückgang der nominalen Investitionsquote bzw. eine schwächere Entwicklung im Vergleich zu anderen Ländern könnte folglich auch durch einen stärker ausgeprägten relativen Preiseffekt erklärt werden (vgl. hierzu auch Bundesministerium für Wirtschaft und Technologie 2013).

In der vorliegenden Analyse wird die Veränderung der nominalen Investitionsquote explizit in einen Preis- und einen Mengeneffekt zerlegt. Die Berechnung erfolgt hierbei in Anlehnung an das Jahresgutachten 2014 des Sachverständigenrates (Kapitel 6, Abschnitt II.4) unter Verwendung von Bruttoanlageinvestitionen.³ Für den Zeitraum ab 1996 wird für jede Anlageart die kumulierte Änderung der nominalen Investitionsquote am BIP betrachtet, die bis zum Zeitpunkt t wie folgt dargestellt werden kann:

$$(1) \Delta Quote_t^{Gesamt} = \frac{Investitionen_t^{nominal}}{BIP_t^{nominal}} - \frac{Investitionen_{1996}^{nominal}}{BIP_{1996}^{nominal}}$$

Die Änderung der nominalen Investitionsquote beschreibt hierbei den **Gesamteffekt**. Der reale **Mengeneffekt** berechnet sich analog aus der kumulierten Änderung des Verhältnisses der preisbereinigten Investitionsreihe und des preisbereinigten BIP, zuvor normiert auf das Jahr 1996:

$$(2) \Delta Quote_t^{Menge} = \frac{Investitionen_t^{real}}{BIP_t^{real}} - \frac{Investitionen_{1996}^{real}}{BIP_{1996}^{real}}$$

Der approximative **Preiseffekt** in Prozentpunkten ergibt sich schließlich aus der Differenz von Gesamt- und Mengeneffekt:⁴

$$(3) \Delta Quote_t^{Preis} = \Delta Quote_t^{Gesamt} - \Delta Quote_t^{Menge}$$

³ Aus wachstumstheoretischer Sicht sollte eigentlich die Nettoinvestitionsquote, d.h. die um Abschreibungen bereinigte Investitionstätigkeit in Relation zum BIP, betrachtet werden. Zwar veröffentlicht Eurostat mittlerweile auch jährliche Daten zum Netto- und Bruttoanlagevermögen der EU-Mitgliedstaaten. Allerdings umfasst das Sample hierbei nur 16 EU-Länder und beginnt – wie im Fall von Deutschland – zum Teil erst im Jahr 2000. Vgl. Strobel (2015) für eine ausführliche Diskussion der Entwicklung der Nettoinvestitionsquoten nach Wirtschaftssektoren in Deutschland.

⁴ Alternativ kann der Preiseffekt auch explizit als Verhältnis des Deflators der jeweiligen Anlageart und des BIP-Deflators berechnet werden (vgl. SVR 2014). Eine statistische Diskrepanz ergibt sich dann zwischen dem Gesamteffekt als Summe der direkt ermittelten Preis- und Mengeneffekte und dem in Gleichung (1) ermittelten Gesamteffekt. In der vorliegenden Analyse führen die beiden Berechnungsweisen jedoch zu quantitativ geringen Unterschieden. Insbesondere bleiben die qualitativen Ergebnisse hiervon unberührt.

Tab. 1
Investitionen nach Anlageart für Deutschland
und die EU 28

Anlageart	Anteil in % der gesamten Bruttoanlageinvestitionen 2014	
	EU 28 (ohne Deutschland)	Deutschland
Bruttoanlage- investitionen	100	100
Ausrüstungen (einschl. militärischer Waffensysteme)	29	32
Bauinvestitionen	51	51
davon		
Wohnbauten	22	30
Nichtwohnbauten	29	21
Geistiges Eigentum	20	18

Quelle: Eurostat.

Bei der Berechnung von Preis- und Mengeneffekten gilt es zu beachten, dass die Zerlegung nur für die *Veränderung* der Investitionsquote vorgenommen werden kann. Die Ermittlung eines realen Niveaus der Investitionstätigkeit, d.h. eine reale Investitionsquote, ist aufgrund der Ausweisung der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) in Vorjahrespreisen und der damit verbundenen Nicht-Additivität der realen Subaggregate nicht sinnvoll (vgl. hierzu auch Nierhaus 2005).

Als Datengrundlage für die vorliegende Analyse dienen die von Eurostat jährlich ausgewiesenen Bruttoanlageinvestitionen nach Investitionsart, gemessen in jeweiligen Preisen (in Mio. Euro) und preisbereinigt (verkettete Volumen in Mio. Euro, Referenzjahr = 2010). Entsprechende Zeitreihen sind für alle EU-Staaten (außer Kroatien) mehrheitlich für den Zeitraum 1996–2014 verfügbar.⁵ Die Analyse stützt sich auf Daten nach dem Europäischen System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen (ESVG) 2010. Im Vergleich zum ESGV 1995 ergeben sich wesentliche Änderungen insbesondere in der Verbuchung der Anschaffung von militärischen Waffensystemen bei den staatlichen Ausrüstungsinvestitionen und der Forschungs- und Entwicklungsausgaben bei den Sonstigen Anlagen. In der vorliegenden Analyse werden neben den Bruttoanlageinvestitionen als Aggregat auch die drei wichtigsten Unterkategorien Ausrüstungen, Bauten und Geistiges Eigentum betrachtet (vgl. Tab. 1), die fast 100% der gesamten Bruttoanlageinvestitionen repräsentieren.⁶

Die in Abbildung 1 dargestellte Entwicklung der Investitionsquoten legt zudem nahe, die Analyse für die Vor- und Nach-

kriseperiode zu unterteilen. Im Folgenden wird der kumulierte Gesamt-, Preis- und Mengeneffekt für drei Zeiträume ausgewiesen:

- (1) Gesamter Beobachtungszeitraum: 1996–2014,
- (2) Investitionsboom im Zuge der Europäischen Integration: 1996–2007,
- (3) Investitionsrückgang in Folge der Finanzkrise: 2007–2014.

Bruttoanlageinvestitionen insgesamt: Aufholeffekte im Zuge der EU-Osterweiterung

Tabelle 2 zeigt die kumulierte Veränderung der Bruttoanlageinvestitionsquote seit 1996 für die EU-Mitgliedstaaten. Im ersten Panel wird die kumulierte Veränderung über den gesamten Betrachtungszeitraum hinweg gemessen. Das mittlere Panel zeigt die kumulierte Veränderung bis zur Finanzkrise, entsprechend der Zeitperiode von 1996 bis 2007. Das dritte Panel veranschaulicht die kumulierte Veränderung seit der Finanzkrise bis 2014. Da der Referenzpunkt stets das Jahr 1996 ist, kann der Effekt über beide Teilperioden addiert werden. Die Rangbildung erfolgt nach Ausprägung des Mengeneffektes. Das Mitgliedsland mit dem quantitativ größten Mengeneffekt erhält den ersten Rang, das Land mit dem geringsten Mengeneffekt den letzten Rang. Zur anschaulichen Darstellung sind positive Werte in Tabelle 2 blau hervorgehoben. Aus einem ähnlichen Rang bezüglich des Mengen- und des Gesamteffekts kann gefolgert werden, dass sich reale und nominale Quoten ähnlich entwickelt haben und somit ein homogener Preiseffekt über alle Länder hinweg zu beobachten war.

Für den Zeitraum 1996 bis 2014 belegt Deutschland Rang 13 von 27 gemessen am Gesamteffekt. Die Investitionsquote ist seit 1996 nominal um – 2,7 Prozentpunkte zurückgegangen. Der Rückgang geht hierzulande sowohl auf einen negativen Mengeneffekt (– 1,2 Prozentpunkte) als auch auf einen negativen Preiseffekt (– 1,6 Prozentpunkte) zurück. Der europäische Vergleich bestätigt, dass es in allen Ländern einen negativen Preiseffekt bei den Bruttoanlageinvestitionen gab. Allerdings hat in den osteuropäischen Ländern ein starker Mengeneffekt diesen preisinduzierten Rückgang überwogen und es kam dort generell zu einem positiven Gesamteffekt.

Die Zerlegung der Veränderung der Bruttoanlageinvestitionsquote in Preis- und Mengeneffekte für die Periode von 1996 bis 2014 zeigt einen starken positiven Mengeneffekt (blaue Markierung) vor allem in den neuen EU-Mitgliedstaaten, der insbesondere auf den ersten Zeitraum von 1996 bis 2007 zurückzuführen ist. Auch im Zuge der EU-Erweiterung von 2004 und dem Beitritt von Estland, Lettland, Litauen, Malta, Polen, Slowakei, Slowenien, Tschechien, Ungarn und

⁵ Im vorliegenden Beitrag sind die Preis- und Mengeneffekte für Länder mit abweichender Datenverfügbarkeit wie folgt berechnet: Belgien und Ungarn: bis 2013; Rumänien: bis 2012; Zypern: bis 2010; Estland und Malta: ab 2000; Litauen: ab 2005; Slowakei: ab 1997; Luxemburg: 2000 bis 2013; Bulgarien: 1999 bis 2013. Für Kroatien sind keine Daten verfügbar.

⁶ Die verbleibenden Bruttoanlageinvestitionen beinhalten Nutztiere und Nutzpflanzen.

Tab. 2
Zerlegung der Veränderung der Bruttoanlageinvestitionsquoten in Preis- und Mengeneffekte

1996–2014					1996–2007					2007–2014				
Rang	Land	Kum, ME	Kum, PE	Kum, GE	Rang	Land	Kum, ME	Kum, PE	Kum, GE	Rang	Land	Kum, ME	Kum, PE	Kum, GE
1	RO	11,9	-7,6	4,3	1	RO	24,5	-11,7	12,8	1	LU	0,6	-1,5	-0,9
2	LV	11,1	-6,0	5,1	2	LV	23,7	-5,1	18,6	2	PL	0,4	-2,8	-2,4
3	BG	10,0	-4,8	5,2	3	BG	18,8	-6,4	12,5	3	DE	0,0	0,0	-0,1
4	EE	7,8	-8,7	-0,9	4	EE	16,2	-6,2	10,0	4	SE	-0,6	-0,2	-0,8
5	PL	5,4	-5,3	0,1	5	ES	7,6	1,7	9,2	5	UK	-0,9	-0,5	-1,3
6	SE	2,7	0,4	3,1	6	EL	6,7	-2,4	4,3	6	BE	-1,3	0,2	-1,1
7	DK	1,8	-2,7	-0,9	7	SI	6,7	-1,8	4,9	7	AT	-1,5	0,6	-0,9
8	BE	1,4	-0,5	0,9	8	IE	6,0	1,8	7,8	8	FR	-2,0	0,5	-1,5
9	FR	0,9	1,0	1,9	9	LT	5,3	-0,1	5,2	9	NL	-2,6	-0,5	-3,2
10	HU	0,9	-3,9	-3,0	10	DK	5,0	-0,9	4,1	10	FI	-3,2	-1,0	-4,2
11	LU	-0,3	-2,2	-2,5	11	PL	5,0	-2,5	2,5	11	DK	-3,2	-1,8	-5,0
12	LT	-1,1	-3,1	-4,2	12	HU	5,0	-4,2	0,8	12	CY	-3,5	-0,3	-3,8
13	DE	-1,2	-1,6	-2,7	13	SE	3,2	0,6	3,9	13	CZ	-3,6	-0,6	-4,2
14	CY	-1,5	-0,7	-2,1	14	IT	3,0	-0,3	2,6	14	HU	-4,1	0,3	-3,8
15	FI	-1,5	1,0	-0,5	15	FR	2,9	0,5	3,4	15	MT	-4,2	0,7	-3,6
16	ES	-1,7	-1,3	-2,9	16	BE	2,7	-0,7	2,0	16	IT	-5,0	0,2	-4,8
17	NL	-1,8	-1,9	-3,7	17	MT	2,1	-2,3	-0,1	17	SK	-5,2	-0,5	-5,8
18	UK	-1,8	-1,2	-3,0	18	CY	2,1	-0,4	1,7	18	LT	-6,4	-3,0	-9,4
19	IT	-2,0	-0,1	-2,1	19	FI	1,7	2,0	3,7	19	PT	-7,5	-0,4	-7,9
20	MT	-2,1	-1,6	-3,7	20	NL	0,9	-1,4	-0,5	20	EE	-8,3	-2,5	-10,8
21	SI	-2,6	-1,1	-3,8	21	PT	0,4	-1,8	-1,3	21	BG	-8,9	1,5	-7,3
22	CZ	-3,4	-5,3	-8,7	22	CZ	0,3	-4,7	-4,5	22	ES	-9,2	-2,9	-12,2
23	IE	-3,6	-1,0	-4,6	23	LU	-0,9	-0,7	-1,5	23	SI	-9,3	0,7	-8,6
24	AT	-4,1	0,3	-3,8	24	UK	-0,9	-0,8	-1,7	24	IE	-9,6	-2,8	-12,4
25	PT	-7,0	-2,2	-9,2	25	DE	-1,1	-1,5	-2,7	25	LV	-12,6	-0,9	-13,5
26	EL	-8,0	-1,8	-9,9	26	AT	-2,7	-0,3	-2,9	26	RO	-12,6	4,1	-8,5
27	SK	-11,5	-2,8	-14,3	27	SK	-6,3	-2,2	-8,6	27	EL	-14,8	0,6	-14,2

Anmerkung: PE = Preiseffekt. ME = Mengeneffekt. GE = Gesamteffekt (kumulierte Änderung der nominalen Investitionsquote). Positive Werte sind blau hervorgehoben.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Zypern fand in diesen Staaten ein Transformationsprozess statt. Ein entsprechender Nachholbedarf an Gütern und Dienstleistungen führte zu einer erhöhten Investitionstätigkeit. In der zweiten Periode von 2007 bis 2014 hat der starke Nachfrageeffekt jedoch nachgelassen. Im Zuge der Finanzkrise und des einhergehenden Wirtschaftsabschwungs kam es zu einem negativen Mengeneffekt in fast allen EU-Mitgliedstaaten. Während die deutsche Investitionsquote schon wieder ihr Vorkrisenniveau erreicht hat und die reale Quote entsprechend im zweiten Beobachtungszeitraum keine Veränderung gegenüber 1996 aufweist (der Mengeneffekt ist faktisch 0), sieht man in den anderen Mitgliedstaaten noch einen Rückstand. In 24 der 27 Mitgliedstaaten ist der Mengeneffekt negativ, die Schlussplätze belegen größtenteils die süd- und osteuropäischen Staaten, wie Griechenland, Rumänien und Lettland.

Insgesamt schneidet die deutsche Investitionstätigkeit in Anbetracht des Mengeneffekts nicht schlecht ab: In der zweiten Zeitperiode liegt die Deutschland unter den Top 3, im Vergleich der Gesamtperiode haben allerdings knapp ein

Drittel der untersuchten Länder seit 1996 mehr investiert. Gleichwohl verdeckt die alleinige Betrachtung der gesamten Anlageinvestitionen möglicherweise gegensätzliche Veränderungen der einzelnen Anlagekategorien.

Ausrüstungen: Preisinduzierter Rückgang in den industriellen Staaten

Die Ausrüstungsinvestitionen umfassen hauptsächlich Maschinen und Geräte sowie Fahrzeuge. Im Zeitraum 2010–2013 machten Fahrzeuge im EU-Durchschnitt (ohne Deutschland) rund 23% der Ausrüstungen aus, der Rest entfiel auf Ausrüstungen der Informations- und Kommunikationstechnik sowie sonstige Ausrüstungen. In Deutschland lag der Fahrzeuganteil mit etwa 29% über dem EU-Durchschnitt, wenngleich der Anteil in den vergangenen Jahren abgenommen hat.⁷ Obschon die Ausrüstungsinvestitionen nur jeweils etwa 6% des nominalen BIP in der EU

⁷ Eine Unterteilung der Ausrüstungsinvestitionen nach Gütergruppen liegt für Deutschland nur bis 2013 vor.

28 bzw. Deutschland ausmachen, besitzen sie generell von allen Verwendungskomponenten den höchsten Gleichlauf mit der Gesamtproduktion und werden oft als »Cycle Maker« bezeichnet (vgl. Billharz et al. 2012).

Ein Blick auf die kumulierte Gesamtveränderung der Ausrüstungsquote seit 1996 in Tabelle 3 zeigt, dass die Investitionen im EU-Vergleich zunächst in fast allen Staaten gefallen sind. Die reale Veränderung gemessen am Mengeneffekt ist jedoch positiv in einigen Staaten; so stieg die Investitionsquote seit 1996 in 17 der 27 Länder. Dieser Effekt ist vor allem in den neuen EU-Mitgliedstaaten messbar, wo ein starker Aufholeffekt ausschlaggebend war. Im Vergleich der Vor- und Nachkrisenperiode zeigt sich, dass die reale Ausrüstungsinvestitionsquote in der zweiten Hälfte sogar zurückgegangen ist. Hierbei dürfte der konjunkturelle Abschwung im Zuge der Finanzmarktkrise, die Staatsschuldenkrise im Euroraum, wie auch geopolitische Faktoren (Russland-Ukraine-Konflikt) in der zweiten Periode zu einem negativen Nachfrageeffekt in fast allen europäischen Mitgliedstaaten geführt haben. Der Gesamteffekt ist in 25 der 27 Mitgliedstaaten negativ, der

Mengeneffekt indes auch in 23 der 27 Länder. Die Investitionsquote in Deutschland ist im Zeitraum von 2007 bis 2014 zwar bezüglich der nominalen Quote um 0,5 Prozentpunkte zurückgegangen, jedoch fand real betrachtet ein Anstieg statt (der Mengeneffekt entspricht + 1,6). Zu starken negativen Mengeneffekten kam es hingegen in den ost- und süd-europäischen Staaten. Ein möglicher Grund hierfür könnte ein mangelndes Investitionskapital aus dem Ausland sein bzw. eine Umkehr der Kapitalströme zurück in die sicheren Kernländer der Währungsunion (vgl. Sinn 2012).

Auffallend bei Betrachtung der Ausrüstungsinvestitionen ist der starke negative Preiseffekt über nahezu alle Länder und Beobachtungszeitpunkte. Insbesondere in Deutschland ist ein deutlicher Preisrückgang der Ausrüstungsgüter im Vergleich zur gesamten heimischen Preisentwicklung zu verzeichnen, der zu einem Rückgang der Quote von mehr als 2 Prozentpunkten geführt hat.

Ursächlich für den starken negativen Preiseffekt dürften sinkende Kosten von Ausrüstungsgütern sein, insbesondere

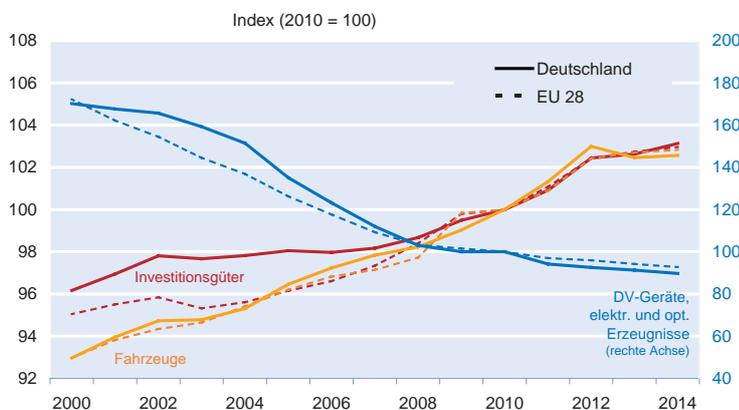
Tab. 3
Zerlegung der Veränderung der Ausrüstungsinvestitionsquoten in Preis- und Mengeneffekte

1996–2014					1996–2007					2007–2014				
Rang	Land	Kum, ME	Kum, PE	Kum, GE	Rang	Land	Kum, ME	Kum, PE	Kum, GE	Rang	Land	Kum, ME	Kum, PE	Kum, GE
1	RO	7,5	-8,0	-0,4	1	LV	15,5	-9,2	6,2	1	LU	2,4	-1,5	0,9
2	EE	6,8	-8,6	-1,9	2	RO	13,9	-9,2	4,7	2	SK	1,0	-1,3	-0,3
3	HU	4,9	-5,6	-0,7	3	BG	13,5	-7,2	6,3	3	CY	0,9	0,0	0,9
4	BG	4,1	-3,5	0,5	4	EE	8,0	-7,2	0,9	4	NL	0,2	-0,4	-0,3
5	CZ	3,6	-8,0	-4,4	5	EL	6,9	-3,3	3,6	5	SE	-0,2	-0,8	-0,9
6	LV	3,4	-4,6	-1,2	6	SI	6,8	-5,3	1,5	6	UK	-0,2	-0,1	-0,3
7	SI	3,1	-4,9	-1,8	7	HU	5,5	-5,2	0,3	7	FR	-0,2	-0,3	-0,5
8	LU	2,5	-3,0	-0,5	8	CZ	5,1	-7,7	-2,6	8	AT	-0,6	-0,2	-0,8
9	SE	2,1	-3,2	-1,1	9	PL	3,7	-3,3	0,4	9	HU	-0,6	-0,4	-1,0
10	EL	1,8	-1,9	-0,1	10	DE	2,8	-1,8	1,0	10	FI	-0,8	-0,4	-1,2
11	ES	1,6	-1,6	0,0	11	DK	2,7	-2,1	0,6	11	ES	-0,9	-0,3	-1,2
12	DE	1,6	-2,2	-0,5	12	ES	2,6	-1,4	1,2	12	DE	-1,1	-0,4	-1,5
13	DK	1,4	-3,1	-1,7	13	BE	2,3	-1,2	1,1	13	EE	-1,2	-1,5	-2,7
14	FR	1,0	-1,5	-0,5	14	SE	2,2	-2,4	-0,2	14	DK	-1,3	-1,0	-2,3
15	NL	1,0	-3,1	-2,1	15	PT	2,2	-2,7	-0,5	15	MT	-1,3	0,1	-1,2
16	PT	0,5	-3,4	-2,8	16	LT	1,8	-1,3	0,5	16	CZ	-1,6	-0,3	-1,9
17	PL	0,3	-1,9	-1,6	17	IT	1,7	-1,0	0,7	17	PT	-1,7	-0,6	-2,3
18	IT	-0,3	-0,9	-1,2	18	IE	1,5	-3,0	-1,5	18	IT	-2,0	0,1	-1,9
19	BE	-0,3	-1,0	-1,3	19	FR	1,2	-1,2	0,0	19	IE	-2,6	1,1	-1,4
20	LT	-0,9	-2,0	-2,9	20	NL	0,8	-2,7	-1,9	20	BE	-2,6	0,2	-2,4
21	UK	-0,9	-2,9	-3,8	21	LU	0,1	-1,5	-1,4	21	LT	-2,8	-0,7	-3,4
22	IE	-1,1	-1,9	-3,0	22	FI	-0,5	-1,1	-1,6	22	PL	-3,4	1,4	-2,0
23	AT	-1,2	-0,8	-2,0	23	AT	-0,6	-0,6	-1,2	23	SI	-3,7	0,4	-3,3
24	FI	-1,3	-1,4	-2,7	24	UK	-0,8	-2,8	-3,6	24	EL	-5,1	1,4	-3,7
25	CY	-1,4	-1,3	-2,6	25	CY	-2,3	-1,3	-3,6	25	RO	-6,4	1,3	-5,1
26	SK	-2,4	-2,7	-5,2	26	MT	-2,3	-0,5	-2,9	26	BG	-9,4	3,7	-5,8
27	MT	-3,6	-0,5	-4,1	27	SK	-3,4	-1,4	-4,9	27	LV	-12,0	4,6	-7,4

Anmerkung: PE = Preiseffekt. ME = Mengeneffekt. GE = Gesamteffekt (kumulierte Änderung der nominalen Investitionsquote). Positive Werte sind blau hervorgehoben.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Abb. 2
Entwicklung der Erzeugerpreise für ausgewählte Ausrüstungsgüter



Quelle: Eurostat.

im Bereich der Informations- und Kommunikationstechnologie, die einem starken Preisdruck durch die Integration des Europäischen Marktes und der Globalisierung ausgesetzt ist. Abbildung 2 zeigt für die EU 28 und Deutschland, dass die Erzeugerpreise vor allem von Datenverarbeitungsgeräten, elektronischen und optischen Erzeugnissen, wie Computern, stark gesunken sind, wohingegen die Preise für industrielle Investitionsgüter insgesamt, gleichwohl wie auch Fahrzeuge, im Zeitverlauf gestiegen sind. Produkte der Elektronik- und Computersparte beinhalten einen größeren Technikanteil und profitieren entsprechend mehr vom technischen Fortschritt. Der technologische Wandel der letzten Dekade führte dazu, dass unter anderem die Leistung von Computern stark angestiegen ist. Die hedonische Preismessung berücksichtigt solche Qualitätsverbesserungen in Form von sinkenden Preisen.⁸ Wie aus Abbildung 2 hervorgeht, profitierte die deutsche Ausrüstungsindustrie stärker von einem Preisrückgang in diesem Bereich, was zu dem beobachteten Rückgang der nominalen Ausrüstungsquote beigetragen haben dürfte.

Zusammenfassend kann festgehalten werden, dass die deutschen Ausrüstungsinvestitionen historisch leicht zurückgegangen sind. Tatsächlich ist die nominale Ausrüstungsquote in Deutschland zwischen 1996 und 2014 um einen halben Prozentpunkt gefallen. Bereinigt man diese Entwicklung jedoch um die negativen Preiseffekte, ist die reale Ausrüstungsquote um annähernd 1,6 Prozentpunkte gestiegen. Weiter zeigt der Vergleich mit anderen europäischen Ländern, dass sich die Ausrüstungsinvestitionen in Deutschland im oberen Mittelfeld bewegten. Deutschland belegt hierbei im Gesamt- sowie im Zeitraum ab 2007 den 12. Rang. Insgesamt liegt die deutsche Ausrüstungsquote knapp über dem EU-Durchschnitt. So schneiden nur etwa 40% der betrachteten Länder besser ab.

⁸ Zur hedonischen Preismessung vgl. auch im Glossar zum ifo Wirtschaftskompass, verfügbar unter: <http://www.cesifo-group.de/de/ifoHome/facts/Glossar/01-Wachstum-und-Konjunktur/Hedonische-Preise.html>.

Bauinvestitionen spiegeln alte und neue Baubooms wider

Der Bausektor macht mit mehr als der Hälfte den größten Anteil der Anlageinvestitionen in der EU 28 und Deutschland aus (vgl. Tab. 1). Bauinvestitionen umfassen gleichermaßen Bauleistungen an Wohnbauten und Nichtwohnbauten. In Deutschland dominiert der Wohnungsbau mit einem Anteil von 59% der gesamten Bauinvestitionen im Jahr 2014; in der EU 28 (ohne Deutschland) haben die Nichtwohnbauten mit 57% einen größeren Anteil. Als wichtige Treiber und Determinanten für Bauinvestitionen gelten die Finanzierungsbedingungen, die demographische Entwicklung sowie die konjunkturelle Entwicklung.

Tabelle 4 zeigt die kumulierte Änderung der Bauinvestitionsquote – zerlegt in Gesamt-, Mengen- und Preiseffekt. Im Gesamtzeitraum betrachtet ist die nominale Investitionsquote in 18 der 27 Mitgliedstaaten gesunken. Auch ein Blick auf den Mengeneffekt und somit die reale Entwicklung zeigt ein ähnliches Bild. Nur in den neuen EU-Beitrittsländern gab es einen leichten Anstieg der Quote, während es in den alten Mitgliedstaaten zumeist zu einem Rückgang kam. In Deutschland, den Niederlanden, Österreich, Portugal und Spanien sank die Quote gegenüber dem Niveau von 1996 kumuliert um mehr als 3 Prozentpunkte, in Griechenland und Portugal sogar um mehr als 8 Prozentpunkte. Deutschland schneidet mit Rang 17 unter den 27 Mitgliedstaaten daher eher im Mittelfeld ab.

Eine Unterscheidung zwischen den beiden Zeiträumen vor und nach der Finanzkrise zeigt allerdings erhebliche Unterschiede. So belegt Deutschland in den Jahren von 1996 bis 2007 den letzten Platz: Quantitativ sind die deutschen Bauinvestitionen in Relation zum BIP in diesem Zeitraum um 4,2 Prozentpunkte zurückgegangen. Zur gleichen Zeit kam es in Osteuropa zu einem Anstieg der Quote – Preis- und Mengeneffekte tragen gleichermaßen positiv bei. Auch in Zypern, Spanien und Irland kam es zu einem starken nominalen wie auch realen Anstieg der Quote. Jüngst fand allerdings eine Kehrtwende statt. So sind die Bauinvestitionen in den Staaten mit vorher hohen Wachstumsraten rapide zurückgegangen und umgekehrt in den anderen Staaten leicht angestiegen bzw. geringer gefallen: In Deutschland ist die nominale Quote seit 2007 um 1,1 Prozentpunkte angestiegen. Hierfür verantwortlich sind ein positiver Preis- und Mengeneffekt zu gleichen Teilen, mit einem Plus von jeweils 0,6 Prozentpunkten.

Die Schwäche der deutschen Bauinvestitionen in den Jahren 1996 bis 2007 dürfte im Wesentlichen eine Korrektur des Baubooms in den neuen Bundesländern nach der Wieder-

Tab. 4
Zerlegung der Veränderung der Bauinvestitionsquoten in Preis- und Mengeneffekte

1996–2014					1996–2007					2007–2014				
Rang	Land	Kum. ME	Kum. PE	Kum. GE	Rang	Land	Kum. ME	Kum. PE	Kum. GE	Rang	Land	Kum. ME	Kum. PE	Kum. GE
1	RO	5.9	-1.3	4.6	1	RO	9.6	-2.3	7.4	1	PL	0.8	-1.2	-0.3
2	LV	4.8	0.4	5.3	2	LV	8.7	3.3	12.0	2	DE	0.6	0.6	1.1
3	BG	4.3	1.0	5.3	3	EE	7.6	1.0	8.6	3	BE	0.3	0.3	0.6
4	PL	2.3	-0.7	1.6	4	BG	4.9	1.6	6.5	4	LU	-0.4	-0.7	-1.1
5	EE	0.6	-0.8	-0.2	5	CY	3.5	1.3	4.9	5	BG	-0.6	-0.6	-1.2
6	SE	0.4	2.6	2.9	6	ES	3.4	4.0	7.4	6	SE	-0.6	0.5	-0.2
7	FI	-0.3	1.7	1.4	7	LT	3.1	1.2	4.3	7	AT	-1.5	0.8	-0.7
8	BE	-0.5	1.1	0.7	8	IE	1.6	6.1	7.7	8	FI	-1.6	-0.8	-2.4
9	CY	-0.8	0.7	-0.1	9	PL	1.5	0.5	1.9	9	CZ	-1.9	-0.8	-2.7
10	UK	-0.8	2.8	2.0	10	FI	1.3	2.6	3.9	10	UK	-2.0	0.5	-1.5
11	FR	-1.0	2.3	1.3	11	UK	1.2	2.3	3.4	11	FR	-2.1	0.4	-1.7
12	LT	-1.0	-0.4	-1.5	12	FR	1.1	1.9	3.0	12	NL	-2.6	-0.6	-3.1
13	LU	-1.2	-0.4	-1.6	13	DK	1.1	1.3	2.4	13	DK	-2.8	-1.0	-3.7
14	DK	-1.6	0.3	-1.3	14	IT	1.0	0.7	1.7	14	HU	-2.8	-0.2	-2.9
15	IT	-2.1	0.9	-1.3	15	SE	1.0	2.1	3.1	15	IT	-3.1	0.1	-3.0
16	NL	-3.1	0.7	-2.4	16	SI	0.7	2.3	3.0	16	RO	-3.7	1.0	-2.7
17	DE	-3.7	0.7	-3.0	17	EL	0.0	0.0	0.1	17	LV	-3.9	-2.9	-6.7
18	HU	-3.9	0.6	-3.2	18	NL	-0.5	1.3	0.8	18	LT	-4.2	-1.6	-5.8
19	ES	-4.5	0.4	-4.2	19	MT	-0.7	2.0	1.3	19	CY	-4.3	-0.6	-4.9
20	SI	-4.7	1.9	-2.8	20	LU	-0.7	0.2	-0.5	20	SK	-4.5	0.2	-4.2
21	AT	-4.8	1.2	-3.5	21	BE	-0.8	0.9	0.0	21	MT	-5.4	-0.4	-5.8
22	IE	-5.3	0.7	-4.7	22	HU	-1.1	0.8	-0.3	22	SI	-5.4	-0.4	-5.8
23	CZ	-5.8	0.5	-5.3	23	SK	-1.8	-0.2	-2.0	23	PT	-5.8	-0.2	-6.0
24	MT	-6.0	1.5	-4.5	24	PT	-2.2	0.6	-1.7	24	IE	-6.9	-5.5	-12.4
25	SK	-6.2	0.0	-6.2	25	AT	-3.3	0.4	-2.9	25	EE	-7.0	-1.8	-8.8
26	PT	-8.0	0.4	-7.7	26	CZ	-4.0	1.3	-2.6	26	ES	-7.9	-3.6	-11.5
27	EL	-9.5	-0.6	-10.1	27	DE	-4.2	0.1	-4.1	27	EL	-9.5	-0.6	-10.1

Anmerkung: PE = Preiseffekt. ME = Mengeneffekt. GE = Gesamteffekt (kumulierte Änderung der nominalen Investitionsquote). Positive Werte sind blau hervorgehoben.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

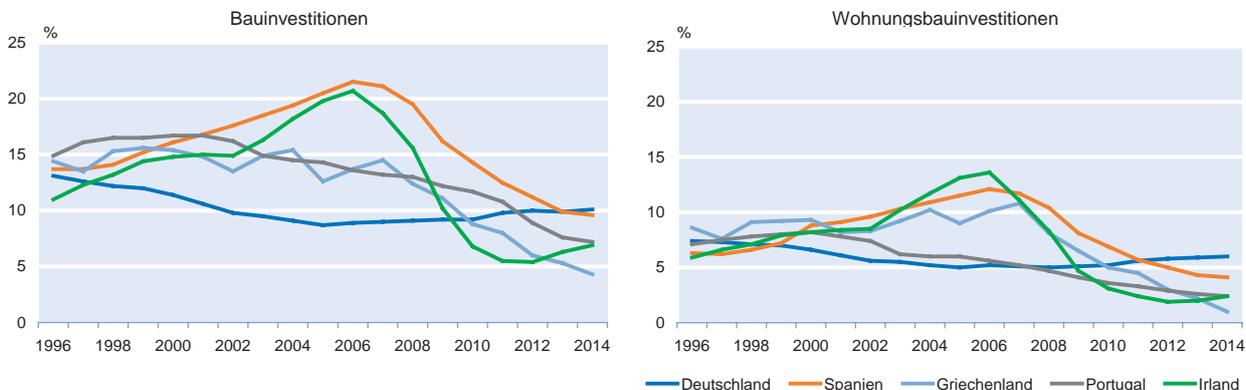
vereinigung Anfang der 1990er Jahre gewesen sein (vgl. Dulien und Schieritz 2011). Günstigere finanzielle Rahmenbedingungen, steuerliche Fördermaßnahmen und der Ausbau des sozialen Wohnungsbaus führten zu Überinvestitionen. Die Reduktion der Wohnbausubventionen führte schließlich zu einem Nachfragerückgang sowie zu Preissenkungen. Zudem hat ein sinkendes Bevölkerungswachstum den Rückgang der Bauinvestitionen in den Folgejahren verstärkt.

In den süd- und osteuropäischen Mitgliedstaaten spielten hingegen in den Jahren 1996 bis 2007 günstige Finanzierungsbedingungen eine entscheidende Rolle. Durch die Einführung der gemeinsamen Währung kam es vor allem in den Peripheriestaaten zu einem Bauboom. So betrug die spanischen Bauinvestitionen im Jahr 2007 mehr als ein Fünftel des BIP (vgl. Abb. 3). Einen großen Teil machten die Wohnungsbauminvestitionen aus, die in Spanien auf zeitweise 12% des BIP anstiegen. Umfangreiche Kapitalimporte sowie niedrige Realzinsen nach der Einführung des Euro und eine expansive Geldpolitik ließen die Immobilienpreise und die Bauinvestitionen in den südlichen und osteuropäischen Mit-

gliedstaaten stark ansteigen. Vor der Krise flossen deutsche Sparanlagen in großem Maße ins Ausland, da deutsche Finanzinstitute und private Vermögensanleger dort hohe Renditen erwarteten. Mit der Krise und ansteigender Risikoaversion fand allerdings eine Kehrtwende statt; eine Umkehr der Kapitalströme und damit einhergehend steigende Investitionen in Deutschland folgten (vgl. Sinn 2012).

Die Betrachtung der kumulierten Veränderung der Bauinvestitionsquote seit 1996 für ausgewählte Euroraum-Mitgliedstaaten, zerlegt in Preis- und Mengeneffekte, bestätigt diese Tendenz (vgl. Abb. 4). Während in Deutschland ein Rückgang der Investitionsquote nach 1996 folgte, kam es in den übrigen Mitgliedstaaten zu einem starken Anstieg bis 2007. Den stärksten Anstieg verzeichneten Spanien und Irland, wo die Bauinvestitionsquote kumuliert um 8 Prozentpunkte (gemessen am Gesamteffekt) gestiegen ist (grüne Linie). Der Vergleich zu den anderen großen Euroraum-Volkswirtschaften Frankreich und Italien mit einer Zunahme in Höhe von 2 bis 3 Prozentpunkten veranschaulicht die rasante Entwicklung der Investitionsquoten in jenen Staaten. Mit dem Plat-

Abb. 3
Anteil der Bauinvestitionen und Wohnungsbauinvestitionen am BIP



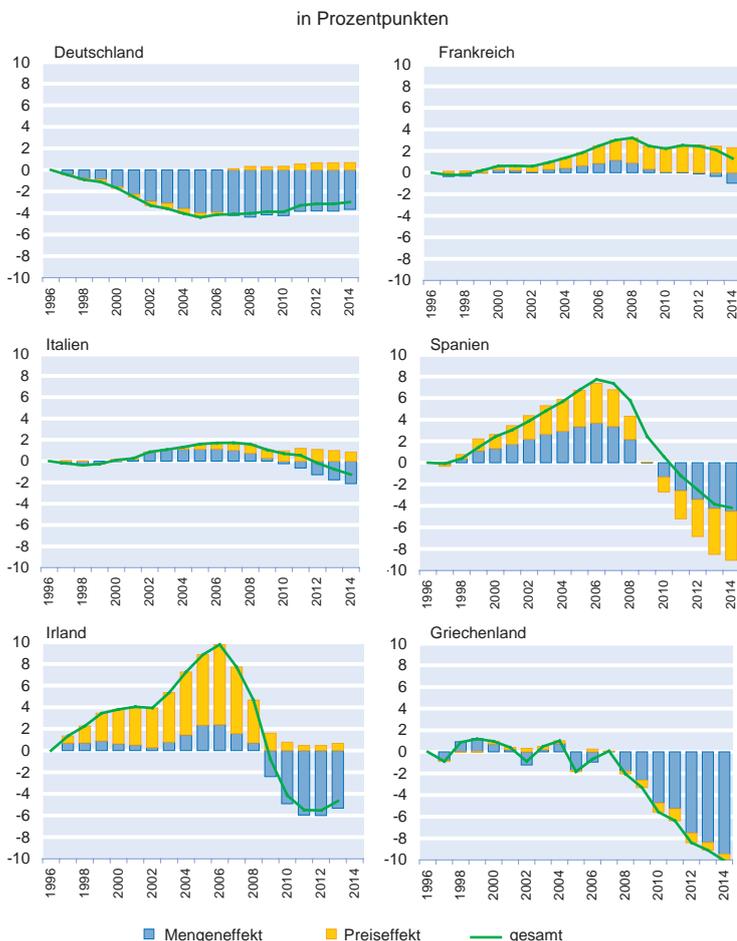
zen der Immobilienblasen sind in Spanien und Irland seit 2007 die Bauinvestitionsquoten um jeweils rund 12 Prozentpunkte (gemessen am Gesamteffekt) zurückgegangen und damit weit unter dem Niveau von 1996. Hierbei haben in den Peripheriestaaten positive Preiseffekte (gelbe Balken) eine maßgebliche Rolle gespielt. Dies ist insbesondere in Irland der Fall; in Spanien hat auch eine erhöhte Nachfrage zu gleichermaßen positiven Mengeneffekten (blaue Balken) geführt. In Deutschland hingegen trägt vor allem der negative Mengeneffekt zu einem Rückgang der nominalen Quote bei.

Eine getrennte Betrachtung der Wohn- und Nichtwohnbauten zeigt, dass der Bauboom in den betreffenden Mitgliedstaaten unterschiedliche Wurzeln hat: Während es in Osteuropa zu einem starken Anstieg der Investitionen im Nicht-Wohnungsbau kam, stiegen in Südeuropa vermehrt die Investitionen in Wohnbauten. In den Kernländern der Währungsunion, mitunter in Deutschland, kam es tendenziell zu einem stärkeren Rückgang bei den Wohnbauten gegenüber den Nichtwohnbauten. Allerdings findet hierzu-lande seit 2007 eine stärkere Erholung statt. Die deutschen Wohnungsbauten sind im Zeitraum 2007–2014 real wieder um 0,5 Prozentpunkte angestiegen.⁹

Zusammenfassend kann somit gesagt werden, dass Deutschland bei Betrachtung der Bauinvestitionen im Gesamtzeitraum von 1996 bis 2014 nur einen Platz im hinteren Mittelfeld einnimmt. Bis zum Jahr 2007 hat die Bauinvestitionsquote zunächst stark gegenüber dem hohen Ausgangsniveau im

Jahr 1996 abgenommen. Seither ist jedoch ein positiver Trend zu erkennen. Während krisenbedingt in vielen EU-Ländern die Quoten rückläufig sind, nimmt Deutschland bei zunehmender Bauinvestitionsquote den 2. Rang innerhalb der EU ein. Hierzu haben sowohl Mengen- als auch Preiseffekte mit jeweils 0,6 Prozentpunkten beigetragen.

Abb. 4
Kumulierte Veränderung der Bauinvestitionsquote seit 1996



⁹ Die Ergebnisse für Wohn- und Nichtwohnbauten sind auf Anfrage erhältlich.

Investitionen in Geistiges Eigentum: Deutschland eher im Mittelfeld

Investitionen in Geistiges Eigentum haben innerhalb der letzten Jahrzehnte immer mehr an Relevanz gewonnen. Nach ESVG 2010 werden hierunter Investitionen in Forschung und Entwicklung, Suchbohrungen, Computerprogramme und Datenbanken sowie Urheberrechte verbucht. Der Bedeutungsgewinn des Geistigen Eigentums in einer wissensbasierten Gesellschaft wird auch durch die jüngste Generalrevision der VGR im Jahr 2014 ersichtlich. So führte hierzulande die Neuverbuchung von Forschung und Entwicklung als Investitionen zu einer Niveauerhöhung des BIP um 2,3 Prozentpunkte (vgl. Destatis 2014). Wie Tabelle 1 zeigt, liegt der Anteil der Investitionen in Geistiges Eigentum in Deutschland bei derzeit 18%, in der EU 28 (ohne Deutschland) ist er sogar mit 20% etwas höher.

Tabelle 5 zeigt die Veränderung der Investitionsquote in Geistiges Eigentum zerlegt in Preis- und Mengeneffekte. Auf den ersten Blick ist flächendeckend ein Anstieg erkennbar: In

24 Ländern der EU sind seit 1996 die Investitionen in Geistiges Eigentum in Relation zum BIP gestiegen, sowohl in Anbetracht des *Mengen-* wie auch *Gesamteffektes*. Der *Preiseffekt* ist einheitlich über alle Länder hinweg leicht negativ, aber nicht ausschlaggebend, so dass hier in der relativen Betrachtung kaum Unterschiede zwischen dem Mengen- und Gesamteffekt auftreten. Deutschland liegt im Mittelfeld. Die meisten großen Volkswirtschaften des Euroraums weisen jedoch insbesondere seit 2007 eine stärkere Zunahme auf. So ist die Quote in Spanien, Irland, Österreich, Belgien, Frankreich, Portugal, sowie den Niederlanden stärker angestiegen als in Deutschland. Nur in Italien, Finnland und Griechenland war die Zunahme geringer.

Die zeitliche Betrachtung zeigt, dass die Investitionsquote in Geistiges Eigentum im Gegensatz zu den anderen Kategorien Ausrüstungen und Bauten keinen starken Einbruch seit 2007 erlitten hat. Auch in der zweiten Periode ab 2007 verzeichnen 20 der 27 Mitgliedsländer einen leichten Anstieg der Quote. Mitverantwortlich für die Zunahme dürfte die zunehmende Tertiärisierung der Wirtschaftsstruktur sein. So

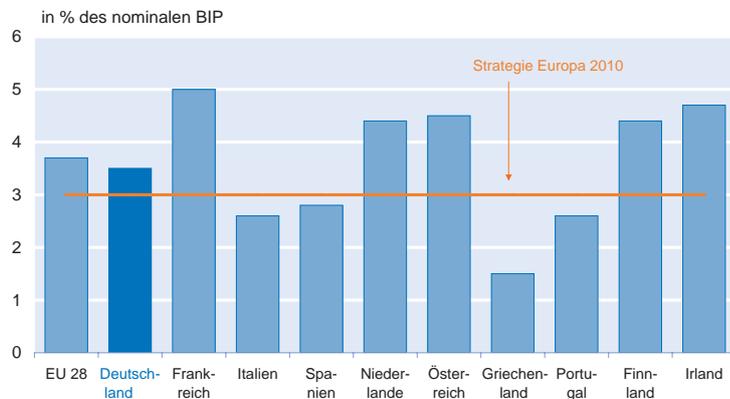
Tab. 5
Zerlegung der Veränderung der Investitionsquoten für Geistiges Eigentum in Preis- und Mengeneffekte

1996–2014					1996–2007					2007–2014				
Rang	Land	Kum, ME	Kum, PE	Kum, GE	Rang	Land	Kum, ME	Kum, PE	Kum, GE	Rang	Land	Kum, ME	Kum, PE	Kum, GE
1	ES	3,0	-1,8	1,2	1	ES	2,1	-1,4	0,7	1	MT	1,7	-0,1	1,6
2	IE	2,8	0,4	3,1	2	IE	1,9	-0,1	1,7	2	DK	1,2	-0,1	1,0
3	MT	2,6	-0,1	2,5	3	DK	1,3	-0,2	1,1	3	FR	1,0	-0,3	0,7
4	DK	2,5	-0,3	2,1	4	AT	1,3	-0,1	1,2	4	IE	0,9	0,5	1,4
5	AT	2,0	-0,2	1,8	5	HU	1,3	-0,2	1,1	5	ES	0,9	-0,4	0,5
6	BE	1,8	-0,3	1,5	6	BE	1,2	-0,4	0,8	6	AT	0,7	-0,1	0,6
7	FR	1,5	-0,4	1,1	7	MT	1,0	0,0	0,9	7	EE	0,7	0,0	0,7
8	PT	1,5	-0,1	1,4	8	PT	0,9	0,0	1,0	8	LT	0,6	-0,6	0,1
9	HU	1,3	-0,1	1,2	9	FI	0,9	0,6	1,4	9	BE	0,6	0,1	0,7
10	EE	1,3	-0,1	1,2	10	NL	0,7	-0,1	0,6	10	UK	0,5	-0,3	0,2
11	LT	1,1	-0,8	0,3	11	EE	0,6	0,0	0,6	11	PT	0,5	-0,1	0,4
12	NL	1,0	-0,2	0,9	12	DE	0,5	-0,1	0,5	12	NL	0,4	-0,1	0,3
13	DE	0,8	-0,1	0,8	13	FR	0,5	-0,1	0,4	13	SI	0,3	0,2	0,5
14	CY	0,6	0,1	0,6	14	LT	0,5	-0,2	0,3	14	DE	0,3	0,0	0,3
15	SI	0,5	0,4	1,0	15	EL	0,4	0,2	0,6	15	SE	0,3	0,1	0,3
16	IT	0,5	-0,2	0,3	16	RO	0,4	0,6	1,0	16	LV	0,2	0,5	0,7
17	SE	0,5	0,9	1,3	17	CY	0,4	0,1	0,4	17	IT	0,2	-0,1	0,1
18	LV	0,3	0,8	1,1	18	PL	0,3	0,0	0,3	18	CY	0,2	0,0	0,2
19	PL	0,2	0,0	0,2	19	IT	0,3	-0,1	0,2	19	HU	0,0	0,2	0,2
20	CZ	0,1	1,1	1,2	20	SI	0,2	0,2	0,5	20	CZ	0,0	0,4	0,4
21	FI	0,1	0,7	0,8	21	SE	0,2	0,8	1,0	21	PL	0,0	0,0	0,0
22	EL	0,1	0,2	0,3	22	CZ	0,2	0,7	0,8	22	BG	-0,2	-0,1	-0,3
23	BG	-0,2	-0,2	-0,4	23	LV	0,1	0,3	0,3	23	EL	-0,4	0,0	-0,3
24	UK	-0,5	-0,8	-1,3	24	SK	0,0	-0,2	-0,1	24	LU	-0,6	-0,1	-0,7
25	LU	-0,7	0,4	-0,3	25	BG	0,0	-0,1	-0,2	25	FI	-0,7	0,1	-0,6
26	SK	-0,7	-0,1	-0,8	26	LU	-0,1	0,5	0,4	26	SK	-0,8	0,0	-0,7
27	RO	-1,2	1,4	0,2	27	UK	-1,0	-0,5	-1,5	27	RO	-1,6	0,8	-0,8

Anmerkung: PE = Preiseffekt. ME = Mengeneffekt. GE = Gesamteffekt (kumulierte Änderung der nominalen Investitionsquote). Positive Werte sind blau hervorgehoben.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Abb. 5
Investitionen in Geistiges Eigentum im Jahr 2014



Quelle: Eurostat.

findet in den meisten EU-Staaten ein Übergang von einer einst industriell geprägten hin zu einer stärker wissensintensiven Volkswirtschaft statt, der mit einer zunehmenden Bedeutung des Dienstleistungssektors und von Humankapitalinvestitionen einhergeht (vgl. Strobel 2015).

Zur europaweiten Erhöhung der Forschungs- und Entwicklungsausgaben wurde im Jahre 2000 die Lissabonner »Strategie Europa 2010« mit dem Ziel, die EU innerhalb von zehn Jahren zum wettbewerbsfähigsten und dynamischsten wissensgestützten Wirtschaftsraum der Welt zu machen, ins Leben gerufen. Forschungs- und Entwicklungsausgaben sollten bis 2010 auf 3% des BIP ansteigen. Im Zuge dieser Politikmaßnahme sind die Investitionen flächendeckend in den EU-Mitgliedstaaten angestiegen. Abbildung 5 veranschaulicht die Anteile der Forschungs- und Entwicklungsausgaben am BIP 2014. Zwar liegt Deutschland über den angestrebten 3%, jedoch unter dem EU-Mittelwert und weit hinter den Anteilen anderer großer Volkswirtschaften des Euroraums, wie Frankreich, den Niederlanden, Österreich, Finnland und Irland.

Zusammenfassend kann somit gesagt werden, dass Investitionen in Geistiges Eigentum in nahezu allen europäischen

Ländern an Bedeutung gewonnen und entsprechende Investitionsquoten seit 1996 zu genommen haben. Allerdings fällt die Entwicklung in Deutschland leicht hinter der durchschnittlichen europäischen und insbesondere jener in anderen großen Volkswirtschaften des Euroraums zurück. Entsprechend besteht hier noch Aufholpotenzial.

Zusammenfassung der Ergebnisse für Deutschland

Tabelle 6 fasst die Ergebnisse des europaweiten Ranking für Deutschland abschließend zusammen. Hierbei wird die Entwicklung der deutschen Investitionen nach Anlageart über die drei Zeitperioden hinweg verglichen. Die Rangbildung erfolgt für Deutschland im relativen Vergleich zu den 26 anderen EU-Mitgliedstaaten (ohne Kroatien). Ein niedrigerer Rang geht mit einer vergleichsweise positiven Entwicklung der Investitionsquote – gemessen relativ zu den anderen Mitgliedstaaten – einher. Blau hervorgehobene Ränge reflektieren einen Rückgang der entsprechenden Investitionsquote im jeweiligen Betrachtungszeitraum.

Über den gesamten Zeitraum von 1996 bis 2014 betrachtet sind in Deutschland die Bruttoanlageinvestitionsquote sowie die Quoten der meisten Anlagearten gefallen, sowohl real (Mengeneffekt) als auch nominal (Gesamteffekt). Unterschiedliche Ergebnisse zeigen sich bezüglich des Preiseffekts. Im Falle der Ausrüstungen und Nichtwohnbauten hat die negative Preisentwicklung den Rückgang der Investitionsquote verstärkt. Im europäischen Vergleich belegt Deutschland im gesamten Zeitraum tendenziell nur einen Platz im (hinteren) Mittelfeld. So liegt Deutschland bei Betrachtung des Mengeneffekts bei den gesamten Bruttoanlageinvestitionen auf Rang 13, ähnlich bei den Ausrüstungen und dem Geistigem Eigentum mit Rang 12. Bei den Bauten (bzw. den Unterkategorien Wohn- und Nichtwohn-

bauten) auf Rang 17, ähnlich bei den Ausrüstungen und dem Geistigem Eigentum mit Rang 12. Bei den Bauten (bzw. den Unterkategorien Wohn- und Nichtwohnbauten) auf Rang 19, ähnlich bei den Ausrüstungen und dem Geistigem Eigentum mit Rang 12. Bei den Bauten (bzw. den Unterkategorien Wohn- und Nichtwohnbauten) auf Rang 19, ähnlich bei den Ausrüstungen und dem Geistigem Eigentum mit Rang 12.

Tab. 6
Ranking der deutschen Investitionsquoten im Vergleich zu den EU-Mitgliedsländern

Anlageart/Rang	1996–2014			1996–2007			2007–2014		
	Mengeneffekt	Preiseffekt	Gesamteffekt	Mengeneffekt	Preiseffekt	Gesamteffekt	Mengeneffekt	Preiseffekt	Gesamteffekt
Gesamt	13	12	5	25	15	24	3	7	1
Ausrüstungen	12	13	7	10	12	7	12	18	14
Bauten	17	13	18	27	24	27	2	3	1
Wohnbauten	19	8	1	26	22	26	1	2	1
Nichtwohnbauten	20	10	19	24	22	24	7	4	6
Geistiges Eigentum	13	13	17	12	14	16	14	14	14

Anmerkung: Blau hervorgehobene Ränge geben einen Rückgang der jeweiligen Investitionsquote wieder.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

bauten) schneidet Deutschland mit Rang 17 bis 20 besonders schlecht ab.

Die Unterscheidung zwischen dem Vorkrisenzeitraum (1996–2007) und Nachkrisenzeitraum (2007–2014) verdeutlicht die Ursachen für die schwache Investitionstätigkeit im Gesamtzeitraum: So hat Deutschland von 1996 bis 2007 einen der letzten Ränge belegt. Gemessen an den Bruttoanlageinvestitionen ist die um Preisentwicklungen bereinigte reale Quote in nahezu allen anderen EU-Mitgliedstaaten stärker angestiegen (Rang 25). Grund hierfür ist insbesondere die schwache Entwicklung im Bausektor. So hat sich die reale Bauinvestitionsquote in Deutschland im ersten Beobachtungszeitraum im EU-Vergleich am schlechtesten entwickelt (Rang 27). Im Zeitraum nach 2007 fand hingegen eine Umkehr der Entwicklung statt. Hinsichtlich der realen Bauinvestitionsquote belegt Deutschland nun Rang 2, im Bereich Wohnbauten sogar Rang 1. Dagegen haben sich die Investitionen in Ausrüstungen und Geistiges Eigentum real ähnlich zur Vorperiode entwickelt. Insgesamt schneidet Deutschland hinsichtlich der realen Investitionstätigkeit mit Rang 3 im Zeitraum 2007–2014 deutlich besser ab, wenngleich die Quote im Vergleich zum Referenzjahr 1996 immer noch niedriger ist.

Fazit

Die hier dargestellte Analyse der Entwicklung der Investitionsquoten in Deutschland und Europa hat gezeigt, dass in der Debatte um Investitionsschwäche eine differenzierte Betrachtung notwendig ist. Zum einen muss die Investitionstätigkeit nach der Anlageart unterschieden werden, zum anderen spielen Preiseffekte eine nicht unerhebliche Rolle in der Entwicklung der nominalen Investitionsquoten. Insgesamt zeigen die Ergebnisse, dass die deutschen Bruttoanlageinvestitionen hauptsächlich von drei Effekten negativ beeinflusst wurden:

- i) **Preissturz bei den elektronischen Ausrüstungsgütern:** In den industriestarken Ländern wie Deutschland hat ein deutlicher Rückgang der Preise im Bereich Datenverarbeitung und Elektronik die Investitionsquote insgesamt nach unten gedrückt. Gleichzeitig führt aber auch eine zunehmende Bedeutung des Dienstleistungssektors zu einem geringeren Bedarf an Folgeinvestitionen, da dieser in der Regel weniger kapital- dafür aber arbeitsintensiv ist (vgl. Strobel 2015). Im Einklang mit Studien, die disaggregierte Analysen der Investitionsquoten vornehmen, zeigt sich im EU-Vergleich keine Schwäche bei den Ausrüstungsinvestitionen (vgl. Dullien und Schieritz 2011; BMWi 2013; SVR 2014).
- ii) **Normalisierung nach deutschem Bauboom in den 1990er Jahren:** Die insgesamt niedrigere Investitionsquote in Deutschland ist vielmehr Ursache einer schwächeren Bautätigkeit. Im Bausektor ist die Ermittlung einer

normativen Benchmark sowohl im Querschnitt als auch historisch betrachtet jedoch schwierig, da dieser Sektor in vielen EU-Staaten insbesondere vor der Euro-Schuldenkrise von Übertreibungen geprägt ist. In Deutschland erfolgte dieser Bauboom früher, entsprechende Überinvestitionen im Bausektor Anfang der 1990er sorgten für einen Rückgang der deutschen Bautätigkeit und eine schwache Entwicklung der Bauinvestitionen bis 2007. Seither sind eine deutliche Erholung und ein starker Anstieg der Quote zu verzeichnen.

- iii) **Spielraum bei Forschungs- und Entwicklungsausgaben:** Hierzulande sind die Investitionen in Geistiges Eigentum zwar gestiegen; mit Rang 13 führt Deutschland allerdings gerade mal das europäische Mittelfeld an.

Insgesamt lässt sich für Deutschland seit der Finanzkrise eine zögerliche, aber positive Entwicklung der Investitionstätigkeit feststellen. Seit 2007 belegt Deutschland gemessen an der realen Bruttoanlageinvestitionsquote Platz 3 der EU-Mitgliedstaaten. Während sich die Investitionen in Ausrüstungen und Geistiges Eigentum im relativen Vergleich ähnlich wie in der Vorkrisenperiode entwickelt haben, haben sich im jüngeren Zeitraum insbesondere die Bauinvestitionen spürbar erholt.

Literatur

- Bach, S., G. Baldi, K. Bernoth, B. Bremer, B. Farkas, F. Fichtner, M. Fratzscher und M. Gornig (2013), »Wege zu einem höheren Wachstumspfad«, *DIW Wochenbericht* (26), 6–17.
- Bardt, H., M. Grömling und M. Hüther (2015), »Schwache Unternehmensinvestitionen in Deutschland? Diagnose und Therapie«, *IW Policy Paper* Nr. 4, Köln.
- Billharz, A., S. Elstner und M. Jüppner (2012) »Methoden der ifo Kurzfristprognose am Beispiel der Ausrüstungsinvestitionen«, *ifo Schnelldienst* 65(21), 24–33.
- Bundesministerium für Wirtschaft und Technologie (2013), »Investitionsschwäche in Deutschland?«, *Monatsbericht* (11), Berlin.
- Bundesministerium für Wirtschaft und Energie (2014), »Wesentliche Fakten zur »Investitionsschwäche« in Deutschland«, *Monatsbericht* 12, Berlin.
- Destatis (2014), *VGR-Generalrevision 2014: Ergebnisse und Hintergründe*, verfügbar unter: http://www.destatis.de/DE/ZahlenFakten/GesamtwirtschaftUmwelt/VGR/Methoden/Downloads/Revision2014_Hintergrundpapier.pdf.
- DIW und Handelsblatt Research Institute (2014), *Private Investitionen in Deutschland*, Studie im Auftrag des Gemeinschaftsausschusses der Deutschen Gewerblichen Wirtschaft, Berlin.
- Dullien, S. und M. Schieritz (2011), »Die deutsche Investitionsschwäche: Die Mär von den Standortproblemen«, *Wirtschaftsdienst* 91(7), 458–464.
- Eck, A., J. Ragnitz, S. Scharfe, C. Thater und B. Wieland (2014), »Straßen marode, Brücken gesperrt: Eine Bestandsaufnahme zum Thema öffentliche Infrastrukturinvestitionen in Deutschland«, *ifo Dresden berichtet* (2), 15–24.
- Erber, G. (2014), »Die Tücke mit der (Investitions-)Lücke«, *Ökonomenstimme.org*, verfügbar unter: <http://www.oekonomenstimme.org/artikel/2014/09/die-tuecke-mit-der-investitions-luecke/>.
- Expertenkommission »Stärkung von Investitionen in Deutschland« (2015), *Stärkung von Investitionen in Deutschland*, Bericht der Expertenkommission

im Auftrag des Bundesministers für Wirtschaft und Energie, Sigmar Gabriel, Berlin.

Nierhaus, W. (2005), »Vorjahrespreisbasis: Rechenregeln für die Aggregation«, *ifo Schnelldienst* 58(2), 12–16.

n-tv (2015), »EU-Investitionsbank warnt: Riesiger Investitionsstau hängt Europa ab«, 7. Mai, verfügbar unter: <http://www.n-tv.de/wirtschaft/Riesiger-Investitionsstau-haengt-Europa-ab-article15061906.html>.

Ragnitz, J., A. Eck, S. Scharfe, C. Thater und B. Wieland (2013), *Öffentliche Infrastrukturinvestitionen: Entwicklung, Bestimmungsfaktoren und Wachstumswirkungen*, Endbericht zum Forschungsvorhaben im Auftrag des Bundesministeriums für Wirtschaft und Technologie, Dresden, verfügbar unter: <http://www.bmwi.de/DE/Mediathek/publikationen,did=599804.html>.

Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2014), *Mehr Vertrauen in Marktprozesse*, Jahresgutachten 14/15, verfügbar unter: http://www.sachverstaendigenrat-wirtschaft.de/fileadmin/dateiablage/gutachten/jg201415/JG14_ges.pdf.

Sinn, H.-W. (2012), *Die Target-Falle: Gefahren für unser Geld und unsere Kinder*, Carl Hanser Verlag, München.

Sinn, H.-W. (2014), *The Euro Trap. On Bursting Bubbles, Budgets, and Beliefs*, Oxford University Press, Oxford.

Strobel, T. (2015), »Schwache Investitionen und Tertiärisierung der Wirtschaftsstruktur in Deutschland«, *ifo Schnelldienst* 68(1), 43–49.

Kasten

Zu den konjunkturellen Auswirkungen von Terroranschlägen

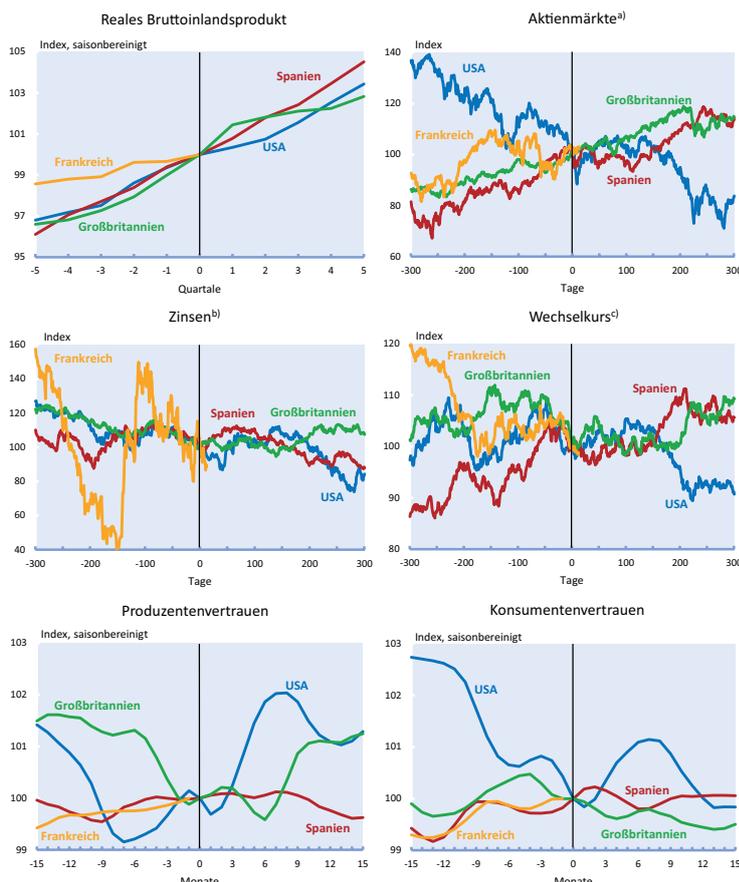
Terroranschläge mit Toten und Verletzten stellen menschliche Tragödien dar. Darüber hinaus können sie jedoch auch das alltägliche Verhalten von Menschen auf den Güter- und Finanzmärkten beeinflussen. Es ist nämlich denkbar, dass Terroranschläge zu einer signifikanten Verunsicherung zahlreicher Wirtschaftsakteure führen. Dies wiederum könnte spürbare negative Konsequenzen für die konjunkturelle Entwicklung haben. Denn in Zeiten erhöhter Unsicherheit werden typischerweise Konsum- und Investitionsausgaben aufgeschoben. Zudem nehmen die Risikoprämien an den Kapitalmärkten zu, was die Finanzierungsbedingungen für Unternehmen und Haushalte verschlechtert.

Im Folgenden soll eine Abschätzung der wahrscheinlichen konjunkturellen Effekte des Terroranschlags in Paris vom 13. November 2015 vorgenommen werden. Dies geschieht auf Basis einer deskriptiven Analyse der Reaktionen wichtiger makroökonomischer Größen im Gefolge vergangener Attentate. Konkret werden dabei die Terroranschläge vom 11. September 2001 in den USA, die Madrider Zuganschläge vom 11. März 2004, die Explosionen in öffentlichen Verkehrsmitteln in London am 7. Juli 2005 und die Pariser Attentatsserie am 13. November 2015 betrachtet.

Abbildung 1.2 stellt die Entwicklung wichtiger makroökonomischer Größen in einem Zeitfenster dar, das sich über mehrere Monate vor und nach dem jeweiligen Anschlag erstreckt. Nach den Anschlägen am 11. September 2001, einem Dienstag, öffneten die Börsen erst wieder am darauffolgenden Montag. An diesem Tag fiel der S&P 500 um 4,9%. Genau einen Monat später erreichte der Index wieder seinen Wert, den er vor den Anschlägen hatte. Längerfristig betrachtet setzte der Index seinen abwärts gerichteten Trend fort. Am Tag der Madrider Anschläge (11. März 2004) verlor der spanische Aktienindex 2,2%; innerhalb von vier Wochen war jedoch auch hier das Niveau von vor den Anschlägen wieder erreicht, und der aufwärtsgerichtete Trend setzte sich fort. Der britische Index verlor 1,4%, bevor er seinen Aufwärtstrend fortsetzte. An der Pariser Börse war nach den dortigen Attentaten kein merklicher Effekt festzustellen. Bei den Kapitalmarktzinsen sind in den vier Ländern qualitativ ähnliche Effekte im Nachgang der Anschläge beobachtbar: Während die Zinsen am Tag der Attacke zurückgingen, änderte dies weder ihren längerfristigen Trend noch führte es zu einer Niveaushiftung. Bis auf die USA kam es nach den Terroranschlägen zu geringen Abwertungen der Währungen, die jedoch nach wenigen Tagen wieder ausgeglichen waren.

Abb. 1.2

Verlauf wichtiger Konjunkturgrößen um den Zeitpunkt von Terroranschlägen



^{a)} USA: S&P 500; Spanien: IBEX 35; Großbritannien: FTSE 100; Frankreich: CAC 40. – ^{b)} Rendite 10-jähriger Staatsanleihen des jeweiligen Landes. – ^{c)} Frankreich, Spanien: \$ je Euro; Großbritannien: Euro je £; USA: Euro je \$.

Quellen: BME Spanish Exchanges; Bureau of Economic Analysis; Datastream; Euronext Paris; Merrill Lynch International and Company CV; National Institute for Statistics and Economic Studies (INSEE); National Statistics Institute (INE); Office for National Statistics; Standard and Poors (S&P); WM/Reuters; Berechnungen des ifo Instituts.

Beim Konsumenten- und Produzentenvertrauen sind qualitativ ähnliche Effekte festzuhalten: In Folge der Anschläge ist bei beiden weder eine Niveaushiftung noch eine Trendänderung beobachtbar. In den USA verringerte sich das Vertrauen kurzfristig zwar stärker als in den anderen Ländern, kehrte jedoch innerhalb weniger Monate auf seinen langfristigen Verlauf zurück (vgl. auch Garner 2002). In Spanien und Großbritannien setzten die Reihen ihren bisherigen Trend fort.

Alles in allem scheinen sowohl die Finanzmarktvariablen als auch die Vertrauensindikatoren nur in geringem Maße auf die Terroranschläge reagiert zu haben. Die beobachteten Effekte sind in ihrer Größenordnung keineswegs außergewöhnlich und lagen im Rahmen der normalen Schwankungsbreite. Wenn Effekte beobachtbar sind, sind diese nur kurzfristig. Die Größen kehren schon nach relativ kurzer Zeit zu ihrem Trendverlauf zurück. Einschränkend ist anzumerken, dass im Rahmen dieser einfachen Analyse die Effekte der Attentate nicht isoliert werden können. Sie gehen mit einer Vielzahl anderer Faktoren einher, die in dieser Analyse unberücksichtigt bleiben.

Kasten
Arbeitsmarkteffekte der Zuwanderung

Von Januar bis Oktober 2015 wurden in Deutschland 340 000 neue Asylanträge gestellt, davon allein knapp 55 000 im Monat Oktober. Tatsächlich ist die Zahl neu zugewandelter Asylsuchender deutlich höher. Nach Informationen des Bundesamt für Migration und Flüchtlinge (BAMF) sind im selben Zeitraum 756 000 EASY-Registrierungen (Erfassung in einer Erstaufnahmeeinrichtung) durchgeführt worden, davon im Monat Oktober 180 000. Die Diskrepanz zwischen der Anzahl der Registrierungen und den abgegebenen Asylanträgen hat im Verlauf des Jahres stetig zugenommen.

Auch im Monat November war die Anzahl der Schutzsuchenden ungebrochen hoch. Es ist zu erwarten, dass die EASY-Registrierungen im Vergleich zum Vormonat noch einmal gestiegen sind. Im weiteren zeitlichen Verlauf zeichnet sich aber eine Abnahme des Flüchtlingszustroms ab. Dies kann unter anderem darauf zurückgeführt werden, dass die Kontrollen entlang der Balkanroute weiter verstärkt wurden, das Passieren der Grenzen zum Teil erheblich erschwert wurde und erste Länder, wie Slowenien, deutlich restriktiver die Durchreise begrenzen. So werden dort Asylsuchende aus den Balkanländern an der Weiterreise nach Zentraleuropa gehindert. Weiterhin sollen weitere Länder als sichere Herkunftsländer ausgewiesen werden, um den Migrationsdruck aus diesen Ländern zu senken. Zusätzlich wurde ein Übereinkommen der Europäischen Union mit der Türkei geschlossen, dass eine größere Anzahl von Asylsuchenden im Land verbleiben soll, wofür die Türkei 3 Mrd. Euro erhalten soll.

Für diese Prognose werden folgende Eckwerte der Flüchtlingsmigration unterstellt. Die Zahl der Flüchtlinge wird in diesem Jahr bei 1,1 Millionen liegen (vgl. Tab. 3.7), im Jahr 2016 bei 750 000 und im Jahr 2017 bei 500 000 Personen. Dies impliziert, dass es schon mit der Jahreswende 2015/16 zu einem merklichen Rückgang kommt.

Die aktuellen Zahlen belegen, dass es zu erheblichen Verzögerungen zwischen den EASY-Registrierungen und der Anzahl neu gestellter Asylanträge gekommen ist. Wir unterstellen, dass diese Differenz im Laufe der Zeit abnimmt und dass 90% der EASY-Registrierungen zu einem Asylantrag führen. Derzeit liegt der Bestand anhängiger Asylverfahren bei gut 300 000, die Anzahl der Entscheidungen im bisherigen Jahresverlauf beträgt jedoch lediglich gut 20 000 pro Monat. Um den voraussichtlich hohen Zuwächsen neuer Asylverfahren Rechnung zu tragen, schaffen die zuständigen Behörden derzeit höhere Kapazitäten.¹ Die Gesamtschutzquote im Monat Oktober wird durch das BAMF mit über 50% angegeben und liegt somit merklich über dem Jahresdurchschnitt von bisher 41%. Im Prognosezeitraum dürfte sich die Zusammensetzung der Asylsuchenden hin zu Herkunftsländern mit einer noch höheren Wahrscheinlichkeit der Asylgewährung entwickeln. Folglich unterstellen wir einen Anstieg der Gesamtschutzquote auf 70%.

Gemäß der Altersstruktur der derzeit Zuwandernden wird ein Anteil von 75% der anerkannten Asylbewerber im erwerbsfähigen Alter unterstellt. Eine Erwerbsquote von 78% wird ferner angenommen. Diese Werte entsprechen dem langfristigen Mittel. Nicht alle anerkannten Asylbewerber werden unmittelbar Zugang zum Arbeitsmarkt erhalten. Ein Teil wird erst einmal an Sprachkursen- und Qualifizierungsmaßnahmen teilnehmen. Dies führt zu einem verzögerten Anstieg des Erwerbspersonenpotenzials. Insgesamt nehmen wir an, dass das Erwerbspersonenpotenzial durch die Flüchtlingszuwanderung um knapp 100 000 Personen in diesem Jahr, 350 000 Personen im Jahr 2016 und 460 000 im Jahr 2017 ansteigt. Hierbei ist zu berücksichtigen, dass sich der Bearbeitungsstau (von der Erstregistrierung zum Asylantrag und vom Asylantrag zum Asylentscheid) erst nach und nach auflösen wird.

¹ Dem Bundesamt für Migration und Flüchtlinge wurden im Nachtragshaushalt 2015 1 000 zusätzliche Stellen bewilligt. Laut Aussage des BAMF wurde bereits bis Ende November 2015 ein hoher Anteil davon besetzt.

Tab. 3.7
Auswirkungen der Flüchtlingsmigration auf das Erwerbspersonenpotenzial in 1 000 Personen

		2015	2016	2017
Asylbewerber insgesamt				
Anträge im EASY-System	(1)	1 150	750	500
Registrierte Asylanträge	(2)	494	1 140	543
Laufende Asylverfahren	(3)	290	684	707
Asylbewerber im laufenden Asylverfahren				
erfahrungsmäßige Erwerbsquote (in Prozent)	(4)	15	20	25
Personen in Qualifizierungsmaßnahmen ^{a)}	(5)	5	23	31
Erwerbspersonen	(6) = (3)*(4) – (5)	39	114	146
Entscheidungen durch das BAMF				
Entscheidungen über Asylanträge	(7)	292	710	930
Gesamtschutzquote ^{b)} (in Prozent)	(8)	45	68	70
Positive Entscheidungen	(9) = (7)*(8)	142	486	651
Asylbewerber mit positivem Bescheid				
Anteil der 14- bis 64-Jährigen ^{c)} (in Prozent)	(10)	76	76	76
Personen im erwerbsfähigen Alter	(11) = (9)*(10)	108	369	495
Erwerbsquote (in Prozent)	(12)	78	78	78
Erwerbsfähige Personen	(13) = (11)*(12)	84	286	384
davon in Qualifizierungsmaßnahmen	(14)	22	48	65
Erwerbspersonen	(15) = (13) – (14)	61	239	319
Gesamteffekt auf das Erwerbspersonenpotenzial	(16) = (15) + (6)	100	352	464

^{a)} Annahme: Asylbewerber mit einer hohen Anerkennungswahrscheinlichkeit können schon während des laufenden Verfahrens an Qualifizierungsmaßnahmen teilnehmen. – ^{b)} Durchschnittliche Schutzquote; im Jahresverlauf 2015 und 2016 steigt sie und liegt ab Juni 2016 bei 70%. – ^{c)} Durchschnittliche Quote.

Quelle: Bundesamt für Migration und Flüchtlinge; Annahmen und Berechnungen der Institute.

ifo Institut Dezember 2015

Kapitel 3

Monetäre Analysen

Mittelfristige Inflationsprognose: Das Dilemma der Zwei-Säulen-Strategie der EZB

16

Stéphane Sorbe* und Timo Wollmershäuser

Das vorrangige Ziel der Europäischen Zentralbank (EZB) ist es, die Preisstabilität in der Eurozone zu gewährleisten. Beim Streben nach Preisstabilität zielt die EZB darauf ab, auf mittlere Sicht (d.h. über einen Zeitraum von drei bis fünf Jahren) Preissteigerungsraten von unter, aber nahe 2% sicherzustellen. Mit dieser quantitativen Definition will die EZB eine Verankerung der Inflationserwartungen in der Eurozone erreichen, die dazu beitragen soll, die Volatilität in der wirtschaftlichen Entwicklung zu verringern. Die mittelfristige Ausrichtung der Geldpolitik ermöglicht der EZB, die bei der Transmission geldpolitischer Entscheidungen auftretenden zeitlichen Verzögerungen angemessen zu berücksichtigen. Neben der Definition von Preisstabilität besteht die geldpolitische Strategie aus einer umfassenden Beurteilung der Risiken für die Preisstabilität, die sich aus der monetären und der wirtschaftlichen (nicht-monetären) Analyse (sog. Zwei-Säulen-Strategie) zusammensetzt. In diesem Beitrag sollen die derzeitigen Risiken für die Preisstabilität in der Eurozone näher untersucht werden. In enger Anlehnung an die Strategie der EZB werden ein monetärer (Geldmenge M3) und ein nicht-monetärer (Nominallöhne) Indikator betrachtet und zur Inflationsprognose im Euroraum verwendet. Es zeigt sich, dass beide Indikatoren gute Prognoseeigenschaften für die mittelfristige Inflationsentwicklung aufweisen. Ihre jüngsten Entwicklungen führen allerdings zu völlig unterschiedlichen Einschätzungen der Gefahren für die Preisstabilität, was die EZB vor ein Dilemma stellt. An diesem Beispiel werden die Probleme der Zwei-Säulen-Strategie diskutiert, die aufgrund der besonderen Betonung der monetären Analyse im Konfliktfall zu uneindeutigen Handlungsanweisungen an die Notenbank führt.

Theoretische Grundlagen der geldpolitischen Strategie

Das Kernelement der geldpolitischen Strategie der EZB ist die quantitative Definition von Preisstabilität. Auch wenn die EZB in ihren Veröffentlichungen stets vermeidet, diesen Begriff zu erwähnen, so wird dieser Teil der Strategie in der geldpolitischen Literatur gemeinhin als *Inflationsziel* bezeichnet. Die Definition eines Inflationsziels dient der Öffentlichkeit hauptsächlich bei der Bildung und Verankerung von Erwartungen hinsichtlich der zukünftigen Preisentwicklung. Ein sog. nomineller Anker für die Inflationserwartungen ist von zentraler Bedeutung für eine erfolgreiche Geldpolitik. Hierfür lassen sich vor allem zwei Gründe anführen. Erstens haben Veränderungen der Inflationserwartungen Auswirkungen auf die Lohn- und Preissetzung in der Volkswirtschaft und waren in der Vergangenheit häufig ein autonomer Auslöser für Schwankungen von Produktion und Inflation. Zweitens bewirkt eine Verankerung der Inflationserwartungen auf dem Niveau des Inflationsziels der Notenbank eine schnellere Rückkehr der Volkswirtschaft zum Wachstumspfad des Potentialoutputs, falls unvorhergesehene realwirtschaftliche Störungen zu einer

Abweichung der Produktion vom Potentialoutput führen. Stabilisierungspolitik durch Geldpolitik bedeutet also in erster Linie eine Stabilisierung der Inflationserwartungen.

Um rechtzeitig zu erkennen, ob auf mittlere Sicht die Verankerung der Inflationserwartungen gefährdet ist, analysiert die EZB fortlaufend die gesamtwirtschaftlichen Entwicklungen in der Eurozone. Der Ansatz der EZB zur Aufbereitung, Bewertung und Gegenprüfung der Informationen, die für die Einschätzung der Risiken für die Preisstabilität von Bedeutung sind, beruht auf der sog. *Zwei-Säulen-Strategie*, die sich aus einer monetären und einer wirtschaftlichen Analyse zusammensetzt (vgl. EZB 2004 für eine ausführliche Darstellung der geldpolitischen Strategie der EZB).

In der *monetären Analyse* überprüft die EZB die mittelfristigen Inflationsrisiken, die sich in der Eurozone aus dem Geldmen-

* Stéphane Sorbe, Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques (INSEE), Paris, ist von Januar bis Juli 2007 als Gastwissenschaftler in der Abteilung Konjunktur und Finanzmärkte des ifo Instituts.

genwachstum ergeben. Zu diesem Zweck hat die EZB am 1. Dezember 1998 einen Referenzwert von 4^{1/2}% für das Wachstum der Geldmenge M3 festgelegt, die sie vereinbar mit Preisstabilität hält. Dieser Referenzwert ergibt sich aus der sog. Potentialformel, die sich aus der Quantitätsgleichung des Geldes ableiten lässt: $\Delta M3 = \Delta Y + \pi - \Delta V$. Der Quantitätsgleichung zufolge entspricht die Wachstumsrate der Geldmenge ($\Delta M3$) in einer Volkswirtschaft der Wachstumsrate des nominalen Transaktionsvolumens (hierfür wird die Wachstumsrate des realen BIP, ΔY , zuzüglich der Inflationsrate, π , angesetzt) abzüglich der Wachstumsrate der Umlaufgeschwindigkeit (ΔV). Letztere kann als die Geschwindigkeit definiert werden, mit der Geld zwischen verschiedenen Geldhaltern transferiert wird; sie bestimmt daher, wie viel Geld für ein bestimmtes nominales Transaktionsvolumen erforderlich ist. Um der mittelfristigen Ausrichtung gerecht zu werden, wird bei der Ableitung des Referenzwertes anstelle aktueller Werte die trendmäßige Entwicklung der Variablen eingesetzt. Unter der Annahme, dass das Bruttoinlandsprodukt mit einer Potentialrate zwischen 2 und 2^{1/2}% pro Jahr wächst, dass der Anstieg des HVPI auf mittlere Sicht unter, aber nahe bei 2% liegen soll und dass sich die Umlaufgeschwindigkeit von M3 mittelfristig um ca. 1/2 bis 1% jährlich verringert, beschloss der EZB-Rat, den Referenzwert für das M3-Wachstum auf 4^{1/2}% pro Jahr festzulegen.

Eine wichtige Voraussetzung, um einen Zusammenhang zwischen mittelfristigem Geldmengenwachstum und mittelfristiger Inflationsentwicklung zu bekommen, ist die Stabilität der Umlaufgeschwindigkeit des Geldes, die identisch ist mit der Stabilität der Geldnachfrage. Eine stabile Umlaufgeschwindigkeit ist nicht mit einer konstanten Umlaufgeschwindigkeit gleichzusetzen, sondern bedeutet lediglich einen stabilen Zusammenhang zwischen der Umlaufgeschwindigkeit und den Parametern der Geldnachfrage. Ist eine stabile Geldnachfrage gegeben, so wird, ausgehend von einer gleichgewichtigen Situation, ein über längere Zeit über dem Referenzwert liegendes Wachstum von M3 zu einem erhöhten Transaktionsvolumen und damit zu einem Anstieg der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage über das Potentialoutput führen. Um die Gültigkeit der Quantitätsgleichung wiederherzustellen, wird sich der Anstieg des Preisniveaus beschleunigen und die Inflationsrate über dem Zielwert von 2% liegen.

Die *wirtschaftliche Analyse* konzentriert sich vor allem auf die Beurteilung der aktuellen konjunkturellen und finanziellen Entwicklung sowie der impliziten kurz- bis mittelfristigen Risiken für die Preisstabilität. Zu den nicht-monetären Variablen, die dieser Analyse zugrunde liegen, gehören die Entwicklung der gesamtwirtschaftlichen Produktion, die gesamtwirtschaftliche Nachfrage und ihre Komponenten, die Finanzpolitik, Kapitalmarkt- und Arbeitsmarktbedingungen, eine breite Palette von Preis- und Kostenindikatoren, die Ent-

wicklung des Wechselkurses, der Weltwirtschaft und der Zahlungsbilanz, die Finanzmärkte sowie die Bilanzpositionen von Wirtschaftssektoren des Euro-Währungsgebiets. Ungeachtet der Vielzahl der Indikatoren, die im Rahmen der wirtschaftlichen Analyse zur Beurteilung der Inflationsrisiken herangezogen werden könnten, konzentriert sich der vorliegende Beitrag auf den Zusammenhang zwischen Löhnen und Preisen. Einer der Hauptgründe dafür ist, dass trendmäßige Veränderungen der Löhne – wie die spätere Analyse zeigen wird – einen deutlichen Vorlauf vor der Entwicklung der Inflationsrate haben und daher insbesondere zur mittelfristigen Inflationsprognose geeignet sind.¹

Ähnlich wie die Quantitätstheorie einen mittelfristigen Zusammenhang zwischen Geldmengen- und Preisentwicklung beschreibt, kann die Grenzproduktivitätstheorie herangezogen werden, um einen mittelfristigen Zusammenhang zwischen Lohn- und Preisentwicklung zu erklären. Nach der Grenzproduktivitätstheorie entspricht der Reallohn im Gleichgewicht der Grenzproduktivität der Arbeit. Steigen, ausgehend von einem Gleichgewicht, die Nominallöhne bei gegebenem Grenzprodukt der Arbeit schneller als die Preise, ist der Grenzgewinn der Unternehmen negativ. Da in der Folge die Grenzkosten der Unternehmen steigen, werden sie ihre Ausbringungsmenge solange reduzieren und ihre Preise solange erhöhen, bis der Reallohn wieder dem Grenzprodukt der Arbeit entspricht. Kurzfristige Abweichungen von der Grenzproduktivitätstheorie lassen sich mit Rigiditäten bei der Lohn- und Preissetzung begründen und stellen daher einen Erklärungsansatz konjunktureller Schwankungen dar. Mittelfristig aber sollten sich Löhne und Preise so entwickeln, dass der Reallohn dem Grenzprodukt der Arbeit entspricht. Unter der Annahme, dass dieser Zusammenhang stabil ist – was eine Stabilität der Parameter der Arbeitsnachfragefunktion impliziert –, können Löhne zur Prognose der Inflationsrate herangezogen werden.

Prognosemodell und Daten

Um aus der aktuellen Entwicklung des Geldmengenwachstums und des Nominallohnanstiegs eine Prognose für die Inflationsrate in der Eurozone abzuleiten, wurde in Anlehnung an Stock und Watson (2003) ein einfaches Indikatormodell verwendet, das folgendermaßen dargestellt werden kann:

$$\pi_{t+h}^h = \beta_1 \pi_t^1 + \beta_2 x_t + \varepsilon_{t+h} .$$

Die Variable auf der linken Seite steht für die auf Jahresraten umgerechnete Entwicklung der Verbraucherpreise zwi-

¹ Viele der anderen Indikatoren, die im Rahmen der wirtschaftlichen Analyse betrachtet werden, eignen sich eher zur Vorhersage kurzfristiger Veränderungen der Inflationsrate.

schen den Zeitpunkten t und $t+h$, $\pi_{t+h}^h = 4(\ln P_{t+h} - \ln P_t)/h$, wobei h den Prognosehorizont definiert und P_t den Verbraucherpreisindex zum Zeitpunkt t . Die Variablen auf der rechten Seite setzen sich zusammen aus der auf Jahresrate hochgerechneten Veränderung der Verbraucherpreise zum Vorquartal, $\pi_t^1 = 4(\ln P_t - \ln P_{t-1})$, und der Indikatorvariablen x_t , die entweder der auf Jahresrate hochgerechneten Veränderung der Geldmenge zum Vorquartal oder der auf Jahresrate hochgerechneten Veränderung des Nominallohns zum Vorquartal entspricht. Die letzte Variable auf der rechten Seite der Schätzgleichung bezeichnet den Schätzfehler. Im Unterschied zur Spezifikation von Stock und Watson (2003) wurden keine verzögerten erklärenden Variablen berücksichtigt, da ihr Beitrag zur Verbesserung der Prognose nur sehr gering war. Darüber hinaus geht auch kein Absolutglied in die Regression ein, da es sich als insignifikant herausstellte.

Da sich der vorliegende Beitrag auf die Abschätzung mittelfristiger Inflationsrisiken konzentriert, wurden alle Indikatorvariablen um kurzfristige Schwankungen bereinigt. Zu diesem Zweck wurden die Zeitreihen mit Hilfe des von Christiano und Fitzgerald (1999) entwickelten Filters in ihre Trend- und Zykluskomponenten zerlegt.² Dabei wurde angenommen, dass die kurzfristigen zyklischen Komponenten eine Schwankungsdauer von bis zu 32 Quartalen aufweisen. Die unbereinigten Zeitreihen und die in der folgenden Analyse verwendeten Trendkomponenten der Inflationsrate, des Lohnanstiegs und des Geldmengenwachstums sind in Abbildung 1a und Abbildung 1b dargestellt. Die Daten umfassen den Zeitraum Q1 1970 bis Q1 2007 und sind saisonbereinigt. Die Geldmenge M3 stammt von der EZB; die Löhne werden durch das Arbeitnehmerentgelt je Arbeitnehmer beschrieben (Q1 1970 bis Q4 2005: Area Wide Model³; ab Q1 2006: EZB), die Preise durch den harmonisierten Verbraucherpreisindex (Q1 1970 bis Q4 1991: Gerlach und Svensson 2003⁴; ab Q1 1992: EZB).

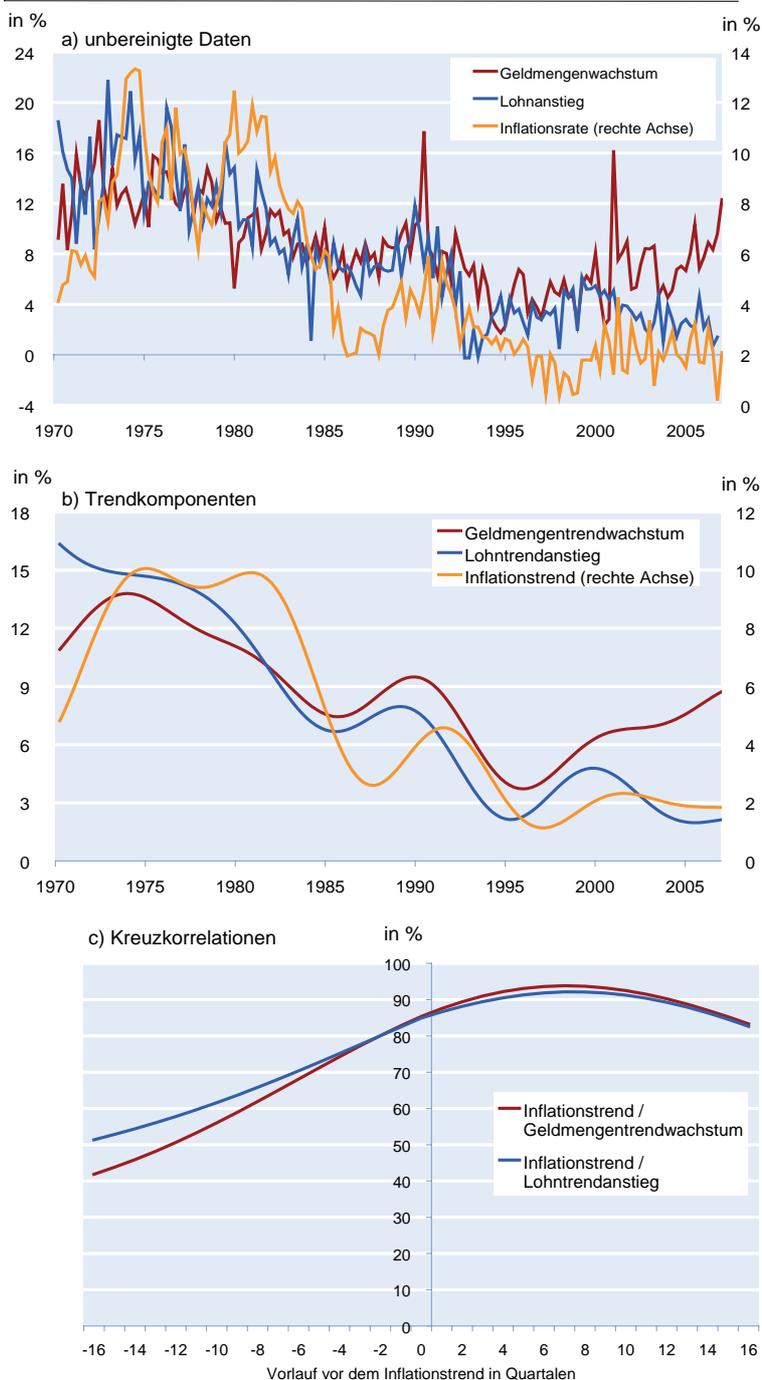
² Um das mit dem Filter verbundene Endpunktproblem zu reduzieren, wurden die Zeitreihen mit Hilfe eines ARMA-Modells am aktuellen Rand um 16 Quartale erweitert.

³ Ein aktualisierter Datensatz des Area Wide Modells kann auf der Homepage des Euro Area Business Cycle Networks (<http://www.eabcn.org>) heruntergeladen werden.

Es zeigt sich, dass die drei Trendwachstumsraten bis zum Jahr 2000 relativ ähnlich verlaufen und dass die Trendwachstumsraten der Geldmenge und der Löhne dem Inflations-

⁴ Die Zeitreihe für den saisonbereinigten harmonisierten Verbraucherpreisindex für den Zeitraum vor 1992 kann auf der Homepage von Stefan Gerlach (<http://www.wvz.unibas.ch/makro/gerlachs/sgerlach.htm>) heruntergeladen werden.

Abb. 1
Inflation, Lohnanstieg und Geldmengenwachstum



Quelle: Europäische Zentralbank; Area Wide Model; Gerlach und Svensson (2003); Berechnungen des ifo Instituts.

trend einige Quartale vorlaufen. Aus dem Kreuzkorrelationsdiagramm in Abbildung 1c ist zu erkennen, dass der Verlauf des trendmäßigen Wachstums sowohl der Geldmenge als auch der Löhne vor dem Inflationstrend etwa acht Quartale beträgt.⁵ Aus der Höhe der Korrelation, die einen Wert von über 90% annimmt, kann man zudem schließen, dass sich beide Indikatoren als sehr gute Kandidaten eignen, um den mittelfristigen Inflationstrend zu erklären. Seit dem Jahr 2000 weisen die beiden Indikatoren allerdings eine sehr gegensätzliche Entwicklung auf. Während sich das Geldmengenwachstum weiter beschleunigte, nahm der Anstieg der Löhne ab. Der Inflationstrend hingegen stabilisierte sich in der Nähe der von der EZB definierten Obergrenze für Preisstabilität von 2%.

Als Richtgröße für die Eignung der beiden Indikatoren zur mittelfristigen Inflationsprognose wurde ein Modell aufgestellt, in dem die zukünftige Inflationsrate ohne die Verwendung von zusätzlichen Indikatorvariablen prognostiziert wird:

$$\pi_{t+h}^h = \beta_1 \pi_t^1 + \varepsilon_{t+h}$$

Nach diesem Modell, das fortan als Benchmark bezeichnet werden soll, folgt die Inflationsrate einem univariaten Prozess, in dem ausschließlich vergangene Realisationen der Inflationsrate berücksichtigt werden.

Als weiteres Prognosemodell soll ein vollkommen naives Modell verwendet werden, das sog. Inflationstrendmodell:

$$\pi_{t+h}^h = \bar{\pi}_t^1$$

Unter der Annahme, dass die Geldpolitik über ein hohes Maß an Glaubwürdigkeit verfügt, sollte man gerade in der mittleren Frist eine sehr gute Inflationsprognose erhalten, wenn man die zukünftige Inflationsrate gleich dem Inflationsziel der Notenbank $\bar{\pi}_t^1$ setzt. Das Inflationsziel wird dabei durch den Trend der Inflationsrate approximiert.

Ergebnisse

Das Abschneiden der verschiedenen Inflationsprognosemodelle soll anhand der Pseudo-Out-Of-Sample Prognosefehler beurteilt werden. Bei Pseudo-Out-Of-Sample Prognosen werden für einen gewissen Zeitraum, für den bereits realisierte Daten zur Verfügung stehen, Prognosen mit verschiedenen Prognosehorizonten erstellt und mit den tatsächlichen Realisationen verglichen. Im vorliegenden Beitrag reicht

⁵ Die Kreuzkorrelation misst die Korrelation zwischen den Beobachtungen einer Zeitreihe (Geldmengentrendwachstum bzw. Lohnrendanstieg) und den jeweils um eine oder mehrere Perioden vorausgehenden (positive Werte auf der x-Achse) oder zurückliegenden Beobachtungen (negative Werte auf der x-Achse) einer anderen Zeitreihe (Inflationstrend).

dieser Zeitraum von $t_1 = Q1\ 1999$ bis $t_2 = Q4\ 2006$ und entspricht somit der Periode, in der die EZB bislang zinspolitische Entscheidungen getroffen hat. Konkret wurden beispielsweise für die Inflationsrate in Q1 1999 insgesamt 16 h-Schritt-Prognosen, $\hat{\pi}_{t+h}^h$, erstellt mit Prognosehorizonten von $h = 1, 2, 3, \dots, 16$. Für jede der 16 Prognosen wurden eigene Prognosemodelle geschätzt, die sich lediglich durch den zugrunde gelegten Schätzzeitraum unterscheiden. Während alle Modelle den Startzeitpunkt $t_0 = Q1\ 1970$ gemeinsam haben, ist das Ende des Samples durch $t_1 - h$ gegeben und hängt somit vom Prognosehorizont h ab. Für die Ein-Schritt-Prognose endet der Schätzzeitraum demnach in Q4 1998, für die Zwei-Schritt-Prognose in Q3 1998, usw. Die Prognosen für die anderen Zeitpunkte (Q2 1999 bis Q4 2006) wurden in analoger Weise erstellt, wobei sich lediglich der Schätzzeitraum um einen Datenpunkt verlängert.⁶ Da bei der Erstellung kein Echtzeitdatensatz verwendet wurde, sondern der Datensatz, der zum Zeitpunkt der Analyse verfügbar war, spricht man von »Pseudo«-Out-Of-Sample Prognosen.⁷ Die Beurteilung der Prognosegüte eines Modells erfolgt dann mit Hilfe des sog. Root Mean Squared Errors (RMSE), der sich als Wurzel des mittleren quadratischen Prognosefehlers für jeden Prognosehorizont h berechnen lässt:

$$RMSE(h) = \sqrt{\frac{\sum_{t=t_1-h}^{t_2-h} (\hat{\pi}_{t+h}^h - \pi_{t+h}^h)^2}{T}}$$

wobei $\hat{\pi}_{t+h}^h$ die vom Prognosemodell generierte h-Schritt-Prognose der Inflationsrate ist, π_{t+h}^h die tatsächliche Beobachtung zum Zeitpunkt $t + h$, und $T = t_2 - t_1 + 1 = 32$. Um dem RMSE eines jeden Prognosemodells besser vergleichbar zu machen, wird er durch den RMSE des Benchmark-Modells dividiert und als relativer RMSE angegeben.

Die berechneten relativen RMSEs der einzelnen Prognosemodelle sind in Abbildung 2a dargestellt. Während das naive Inflationstrendmodell und das Prognosemodell mit dem Lohnrendanstieg die Benchmark bereits bei sehr kurzen Prognosehorizonten deutlich schlagen, bringt das Prognosemodell mit dem Geldmengentrendwachstum erst bei Prognosehorizonten ab etwa zehn Quartalen eine Verbesserung gegenüber der Benchmark mit sich. Bei einem Prognosehorizont von 16 Quartalen (was in etwa der im vorliegenden Beitrag im Vordergrund stehenden mittleren Frist entspricht) verbessert sich die Inflationsprognose bei Auf-

⁶ Für die Berechnung der Trends wurde der Christiano-Fitzgerald-Filter immer auf den der Schätzung zugrunde liegenden Datensatz angewendet und mit Hilfe eines ARMA Modells am aktuellen Rand um 16 Quartale erweitert (siehe Fußnote 2).

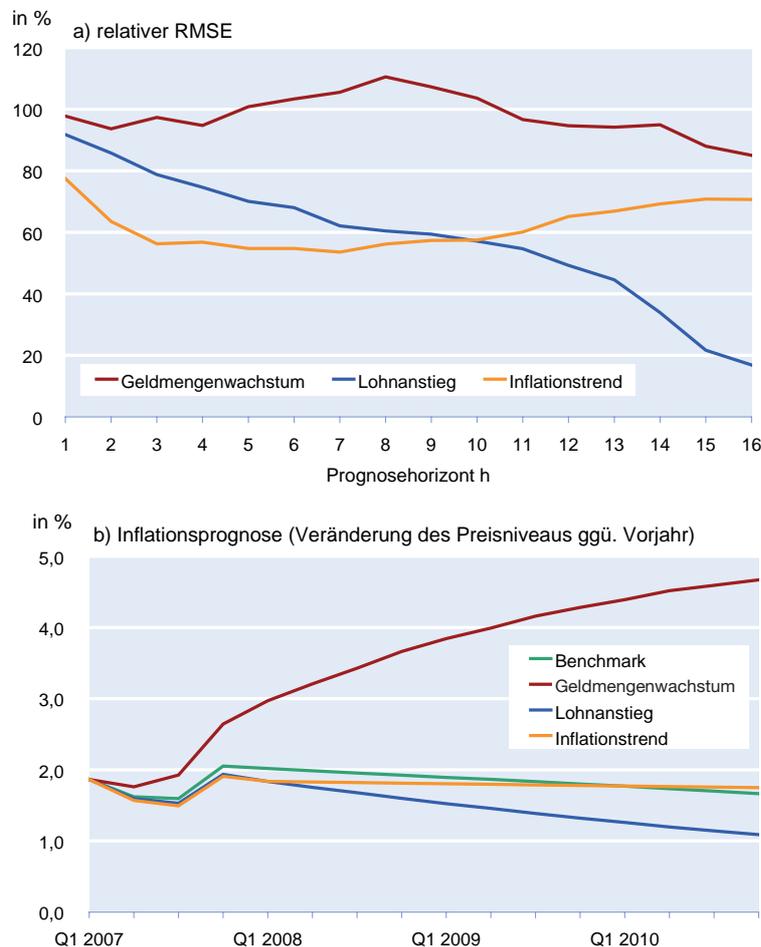
⁷ Bei Verwendung von Echtzeitdaten würde für jede Out-Of-Sample Prognose der zum damaligen Zeitpunkt verfügbare Datensatz zur Schätzung des Prognosemodells verwendet. Da allerdings nachträgliche Datenrevisionen bei den hier verwendeten Variablen quantitativ sehr gering ausfallen, wurde auf die Verwendung von Echtzeitdaten verzichtet.

nahme der Geldmengentrendwachstumsrate als Frühindikator um durchschnittlich 15%. Ersetzt man die Geldmengentrendwachstumsrate durch den trendmäßigen Anstieg der Löhne, verringert sich der Prognosefehler gar um über 80%. Aber auch das naive Prognosemodell liefert im Vergleich zu Benchmark sehr gute Ergebnisse und verbessert die Inflationsprognose um etwa 30%. Als Ergebnis kann somit festgehalten werden, dass in der mittleren Frist alle drei Prognosemodelle zu einer Verbesserung (wenn auch sehr unterschiedlichen Ausmaßes) der Inflationsprognose in der zugrunde gelegten Periode seit 1999 beitragen. Die betrachteten Indikatoren enthalten somit verwertbare Informationen über die zukünftige Entwicklung der Inflationsrate.

Nachdem die Pseudo-Out-Of-Sample-Analyse zu einem positiven Urteil in Bezug auf die Prognosequalität der Modelle in der Vergangenheit gekommen ist, sollen nun Inflationsprognosen mit allen Modellen am aktuellen Rand vorgenommen werden. Ausgehend von der letzten beobachteten Realisation der Inflationsrate (gemessen als Verände-

rung des harmonisierten Verbraucherpreisindex gegenüber dem Vorjahr, $\pi_t = \ln P_t - \ln P_{t-4}$) in Q1 2007 in Höhe von 1,9% erzeugen die beiden Indikatormodelle sehr unterschiedliche Inflationsprognosen (vgl. Abb. 2b). Das Modell mit dem Geldmengentrendwachstum signalisiert eindeutig die von der EZB regelmäßig betonten Gefahren für die mittelfristige Preisstabilität, da nach diesem Modell die Inflation am Ende des Prognosehorizonts (Q4 2010) bei 4,7% – und demnach weit über der von der EZB definierten Obergrenze für Preisstabilität – liegen wird. Ersetzt man das Geldmengentrendwachstum durch den trendmäßigen Anstieg der Löhne als Frühindikator für inflationäre Entwicklungen, kommt es hingegen bis zum Ende des Prognosehorizonts zu einem Absinken der Inflationsrate auf knapp 1,0%, was mit hoher Wahrscheinlichkeit unterhalb der (von der EZB nicht quantitativ festgelegten) Untergrenze für Preisstabilität liegt. Ein Grund für diese sehr unterschiedlichen Prognosen sind die divergenten Entwicklungen der beiden Indikatoren am aktuellen Rand. Während sich der trendmäßige Anstieg der Löhne seit Mitte 2004 auf historisch niedrigen 2% stabilisiert hat, nahm die Trendwachstumsrate der Geldmenge seit Anfang 1999 stetig von 5,6 auf 8,7% zu, ohne dass sich bisweilen eine Entwarnung abzeichnet. Die Inflationsprognosen aus dem Benchmark-Modell und dem naiven Inflationstrendmodell hingegen sollten der EZB keinen Anlass zur Sorge geben. Nach beiden Modellen wird die Inflationsrate im Jahresdurchschnitt 2010 bei 1,7 bzw. 1,8% liegen und somit der Definition von Preisstabilität entsprechen.

Abb. 2
Prognosemodelle



Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Diskussion

Die in unterschiedliche Richtungen weisen den Inflationsprognosen stellen die EZB vor ein Dilemma. Während die aktuelle Entwicklung der Löhne eher eine Zinssenkungspolitik befürworten würde, müsste die EZB aufgrund der Geldmengenentwicklung eher einen restriktiveren Kurs einschlagen. Beide Indikatoren gehören zu jeweils einer der beiden Säulen der geldpolitischen Strategie, mit deren Hilfe die EZB Gefahren bei der Verankerung mittelfristiger Inflationserwartungen frühzeitig erkennen will. Ließe sie die beiden Indikatoren außer Acht und vertraute sie auf eine feste Verankerung des Inflationsziels in der Eurozone, bräuchte sie sich keine Sorgen im Hinblick auf die Gewährleistung mittelfristiger Preisstabilität machen.

Im vorliegenden Beitrag wurden nur zwei Indikatoren verwendet, die sich besonders für die mittelfristige Inflationsprognose eignen.

Es ist klar, dass es darüber hinaus noch eine Reihe anderer ökonomischer Variablen gibt, die einen mehr als kurzfristigen Einfluss auf die Preisentwicklung haben. Und es wäre reiner Zufall, wenn all diese Variablen eine einheitliche geldpolitische Handlungsanweisung mit sich brächten. Bei einer breit angelegten Strategie müsste eine Notenbank dann die verschiedenen Indikatoren gewichten, darauf aufbauend eine Inflationsprognose ableiten und ihre zinspolitischen Schritte begründen. Das Problem der Zwei-Säulen-Strategie jedoch ist es, dass monetäre Indikatoren (insbesondere die Geldmenge) und nicht-monetäre Indikatoren getrennt betrachtet werden. Im Falle eines Konfliktes ist es Aufgabe der EZB, gegenüber der Öffentlichkeit beide Säulen gegeneinander abzuwägen und auf eine systematische Reaktion gemäß einer Säule zu verzichten zugunsten der anderen Säule. Ein Beispiel für die strikte Trennung der beiden Säulen sind die seit Dezember 2000 regelmäßig veröffentlichten und von den Experten der EZB bzw. des Eurosystems erstellten gesamtwirtschaftlichen Projektionen für die Eurozone. Sie enthalten u.a. Vorhersagen für die Inflationsrate mit einem Horizont von bis zu zwei Jahren und werden ausschließlich im Rahmen der wirtschaftlichen Analyse der Zwei-Säulen-Strategie erstellt. Monetäre Indikatoren haben auf diese Projektionen keinen Einfluss (vgl. EZB 2000).

Über die relative Gewichtung der monetären Säule innerhalb des EZB-Rats und ihrer möglichen Veränderung über die Zeit hinweg können aus Sicht der Öffentlichkeit nur Mutmaßungen vorgenommen werden. Immerhin hat die EZB bei der Überprüfung ihrer geldpolitischen Strategie im Mai 2003 die bislang geltende »herausragende Rolle der Geldmenge« im Rahmen der ersten Säule gestrichen und die monetäre Analyse zumindest im Rahmen ihrer Kommunikation hinten angestellt. Eine systematische Auswertung dieser Kommunikation ergab darüber hinaus, dass der Referenzwert für das Wachstum von M3 seit Oktober 2004 nicht mehr im EZB-Monatsbericht erwähnt wurde (siehe Handelsblatt vom 2./3./4. März 2007, S. 26). In die »Einleitenden Bemerkungen«, mit denen der EZB-Präsident das Ergebnis der Beratungen des EZB-Rats zusammenfasst, fand der Referenzwert zum letzten Mal im Mai 2003 Eingang.

Aus Sicht vieler Experten behindert die Existenz von zwei Säulen in Verbindung mit der unklaren Rolle einzelner Indikatoren die Kommunikation mit der Öffentlichkeit – und dies vor allem dann, wenn beide Säulen zu unterschiedlichen Handlungsanweisungen führen (vgl. z.B. Begg et al. 2002). Ein Beispiel für solche Konflikte ist, dass ungeachtet des scheinbaren Bedeutungsverlustes der monetären Säule – oder vielleicht gerade seinetwegen – ein Teil der EZB-Beobachter dennoch seit langem fordert, die monetäre Säule ernst zu nehmen und eine weitaus restriktivere Gangart als bisher zu verfolgen (siehe zum Beispiel der seit April 2001 regelmäßig erscheinende »ECB Observer«⁸). Ihrer Argumentation zu Folge führe die übermäßige Liquidität

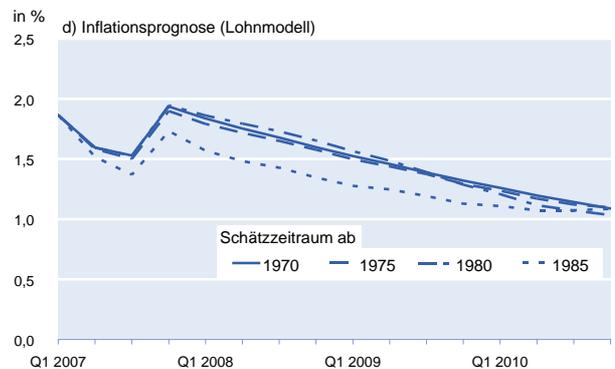
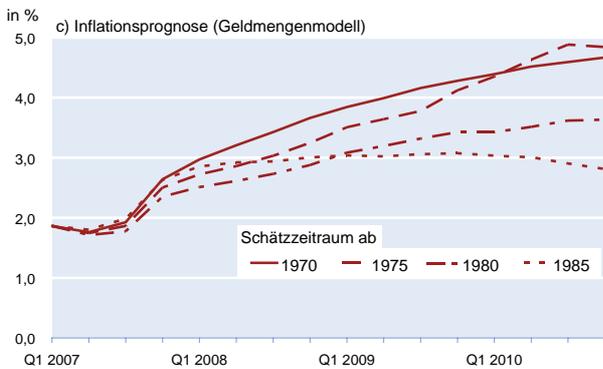
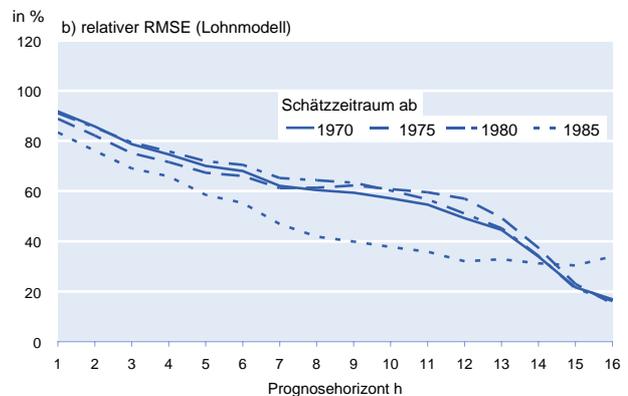
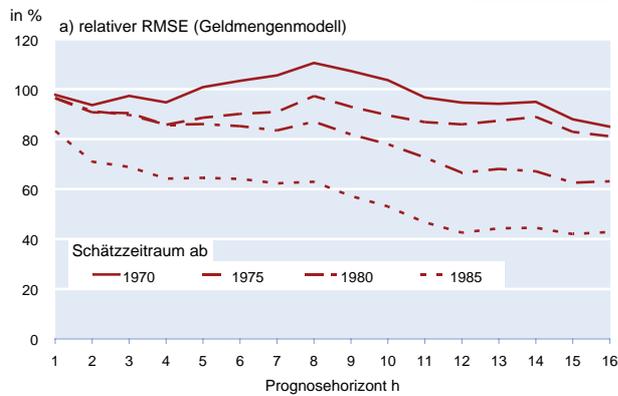
in der Eurozone nicht nur zu Inflation gemäß der Quantitätstheorie, sondern schade auch der bisher erworbenen Glaubwürdigkeit der EZB und daher der Verankerung des Inflationsziels.

Um eine solche Konfliktsituation zu entschärfen, besteht eine häufig geäußerte Forderung darin, Geldmengenaggregate und andere monetäre Indikatoren nicht weiterhin gesondert zu berücksichtigen, sondern in die allgemeine Analyse kurz- bis mittelfristiger Preisrisiken einzugliedern. Besonders der von der EZB betonte längere Zeithorizont, durch den sich die monetäre Säule u.a. von der wirtschaftlichen unterscheidet, stellt nach Meinung vieler Experten keine ausreichende Begründung für eine gesonderte Rolle der Geldmenge dar. So argumentiert Woodford (2006) beispielsweise, dass bei stabiler Geldnachfrage die monetäre Säule – und insbesondere der Referenzwert für das Wachstum von M3 – redundant sei, da – wie bereits bei der Ableitung des Referenzwertes gezeigt wurde – jedem Inflationsziel ein klar definiertes Geldmengenwachstum zugeordnet werden kann. Somit ist der zusätzliche Informationsgehalt des Referenzwertes gleich null, sofern vorausgesetzt werden kann, dass die Umlaufgeschwindigkeit – und damit die Geldnachfrage – tatsächlich stabil ist.

Viele Studien beschäftigen sich mit der Stabilität der Geldnachfrage in der Eurozone. Ein einheitliches Ergebnis kann zwar bislang nicht präsentiert werden, aber es sprechen viele Hinweise dafür, dass in den letzten Jahren eine Veränderung der ökonomischen Beziehungen stattgefunden hat (für einen Überblick vgl. EZB 2005a). Für die Robustheit der Ergebnisse des vorliegenden Beitrages spielt aber auch die Stabilität der Zusammenhänge, die dem Lohnmodell zugrunde liegen, eine wichtige Rolle. Ein einfacher Test auf Stabilität der Zusammenhänge zwischen den beiden Indikatorvariablen und der Inflationsrate im Rahmen der hier geschätzten Modelle besteht darin, die Prognosegüte bei sich verändernden Schätzzeiträumen miteinander zu vergleichen. Abbildung 3a und Abbildung 3b zeigen den relativen RMSE des Geldmengen- und des Lohnmodells in Abhängigkeit des Startpunktes t_0 der Schätzung. Beim Geldmengenmodell zeigt sich, dass sich die Prognosegüte deutlich verbessert, je später mit der Schätzung begonnen wird. Während das ursprüngliche Modell, das ab 1970 geschätzt wurde, bei einem Prognosehorizont von 16 Quartalen gerade eine durchschnittliche Verbesserung des Prognosefehlers um 15% gegenüber dem Benchmark-Modell mit sich brachte, erhöht sich die Performance des Modells sukzessive auf bis zu 57% relative Prognoseverbesserung, wenn mit der Schätzung erst 1985 begonnen wird. Die sich mit der Zeit verändernde Prognosegüte spiegelt sich auch in den mit den unterschiedlichen Startpunkten verbundenen Inflationsprognosen wider. Wird die Prognose auf Basis des (besten)

⁸ Internet-Seite: <http://www.ecb-observer.com>.

Abb. 3
Stabilität



Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Modells mit $t_0 = 1985$ durchgeführt, sinkt die Vorhersage für die durchschnittlichen Inflationsrate in 2010 von 4,5 auf 2,9%. Die Instabilität der Prognosegüte und -werte und die damit verbundene Instabilität der Zusammenhänge zwischen der Indikatorvariablen und der Inflationsrate ist beim Lohnmodell deutlich weniger ausgeprägt. Unabhängig vom Startzeitpunkt schneidet es verglichen mit dem Benchmark-Modell mit einer durchschnittlichen Prognoseverbesserung von über 60% ab. Hinzu kommt, dass alle Prognosen für das Jahr 2010 zu einer Inflationsrate zwischen 1,1 und 1,2% kommen.

Die in Abbildung 3 abgebildeten Hinweise bezüglich eines sich im Zeitablauf verändernden Zusammenhangs zwischen Geldmengen- und der Preisentwicklung wird auch durch die graphische Darstellung der Umlaufgeschwindigkeit in Abbildung 4 bestätigt. Da die Umlaufgeschwindigkeit eine nicht beobachtbare Variable ist, wurde sie einfach ex post als Residuum aus der Quantitätsgleichung gemäß $\ln V_t = \ln Y_t + \ln P_t - \ln M3_t$ berechnet. Während die Umlaufgeschwindigkeit bis Mitte der achtziger Jahre relativ konstant war, setzte seitdem ein Rückgang ein, der sich zunehmend beschleunigte. In der Zeit zwischen 1993 und 2000 nahm die Umlaufgeschwindigkeit mit einer durchschnittlichen Jahresrate von 0,5% ab, was in etwa dem von der EZB angenommenen Trendrückgang entspricht. Seit 2000 allerdings übersteigt der durchschnittliche Rückgang mit

3,5% diesen Wert deutlich (vgl. auch Bordes et al. 2007). Dass sich der derzeitige Liquiditätsüberhang nicht in Inflation niederschlägt, sondern mit einer veränderten Geldnachfrage begründet werden kann, wird vielfach durch dauerhafte Veränderungen in den Finanzstrukturen in der Eurozone begründet. So halten mittlerweile sog. sonstige Finanzintermediäre wie Investmentfonds, Leasingunternehmen und Pensionsfonds (also Finanzinstitutionen, die sich nicht – wie Banken – primär über Einlagen refinanzieren) über 10% der Geldmenge M3, welche nur mit sehr geringer Wahrscheinlichkeit eine direkte Nachfrage nach Gütern und Dienstleistungen generieren und damit einen Druck auf die Preise ausüben können.

Der mittelfristige Zusammenhang zwischen den Variablen der Grenzprodukttheorie ist dagegen weitaus stabiler. Abbildung 5 zeigt die trendmäßige Veränderung der Arbeitsproduktivität⁹ und den Trendanstieg des Reallohns. Obwohl die Schwankungen des Reallohnanstiegs deutlich stärker sind als die des Produktivitätswachstums (was sich vor allem durch kurzfristige Rigiditäten am Arbeitsmarkt erklären lässt, die eine unmittelbare Anpassung der Reallohne an Veränderungen der Produktivität ver-

⁹ Unter gewissen Annahmen ist die durchschnittliche Arbeitsproduktivität eine relativ gute Näherungsvariable für das nicht beobachtbare Grenzprodukt der Arbeit.

Abb. 4
Umlaufgeschwindigkeit von M3 (logarithmiert)



Quelle: Europäische Zentralbank; Area Wide Model; Gerlach und Svensson (2003); Berechnungen des ifo Instituts.

hindern und somit eine Erklärung konjunktureller Schwankungen darstellen), weisen beide Variablen vor allem seit Ende der siebziger Jahre einen gemeinsamen und vor allem stabilen Trend auf.

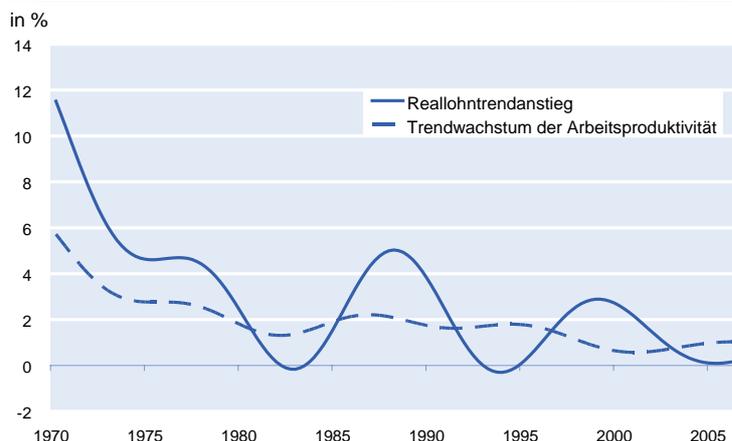
Dass die EZB trotz der hohen Unsicherheit über die Stabilität der Beziehung zwischen Geldmengenwachstum und Inflation an einer gesonderten monetären Analyse festhält, hat einen weiteren Grund. Seit etwa 2005 kommuniziert die EZB vermehrt, dass die monetäre Analyse auch dazu beitragen kann zu ermitteln, inwieweit großzügig bewertete Vermögensgegenstände (z.B. Aktien und Immobilien) auf eine zu hohe Liquiditätsschöpfung und Kreditvergabe zurückzuführen sind und gleichzeitig ursächlich hierfür werden können (vgl. z.B. EZB 2005b). So wird argumentiert, dass eine hohe Liquidität anstatt zum Erwerb von Gütern und Dienstleistungen vielmehr zum Kauf von Vermögens-

gegenständen verwendet wird und in der Folge zu Vermögenspreisinflation oder gar zu Vermögenspreisblasen – und den damit verbundenen langfristigen Auswirkungen auf realwirtschaftliche Entwicklungen und die Preise – führen kann. Aber auch hier gilt selbstverständlich, dass eine stabile Beziehung zwischen den relevanten Variablen gewährleistet sein muss, damit aus einer separaten Säule der geldpolitischen Strategie systematische Handlungsanweisungen abgeleitet werden können. Ist dies nicht gegeben – was beim aktuellen Verständnis der Wirtschaftswissenschaften in Bezug auf Vermögenspreisblasen der Fall ist –, sollten monetäre Indikatoren in ihrer Rolle nicht hervorgehoben werden.

Schlussfolgerungen

In diesem Beitrag wurden die derzeitigen Risiken für die mittelfristige Preisstabilität in der Eurozone untersucht. In enger Anlehnung an die Zwei-Säulen-Strategie der EZB wurden auf Basis eines monetären (Geldmenge M3) und eines nicht-monetären (Löhne) Indikators Inflationsprognosen bis zum Jahr 2010 erstellt. Es zeigte sich, dass die EZB am aktuellen Rand vor einem Dilemma steht. Der starke Zuwachs der Geldmenge M3 in den vergangenen Jahren, der nach unseren Berechnungen zu einer Inflationsrate deutlich über dem von der EZB festgelegten Zielwert führt, müsste die EZB dazu veranlassen, einen weitaus restriktiveren Kurs als bisher einzuschlagen. Die vergangene Entwicklung der Löhne würde hingegen eher eine Zinssenkungspolitik befürworten, da die daraus abgeleitete Inflationsprognose unterhalb des Inflationsziels der EZB liegt. Da die beiden Säulen der geldpolitischen Strategie nicht nur der EZB als »Navigationssystem« für ihre Zinspolitik dienen, sondern auch die Kommunikation geldpolitischer Entscheidungen an die Öffentlichkeit erleichtern sollen, stellen solche Konflikte nach Meinung vieler Ökonomen eine Gefahr für die Glaubwürdigkeit der geldpolitischen Strategie der EZB dar. Sie fordern daher ein Ende der gesonderten Betrachtung monetärer Indikatoren und ihre Eingliederung in eine allgemeine Analyse der Gefahren für die Preisstabilität. Dies wird insbesondere damit begründet, dass der Zusammenhang zwischen Geldmengen- und Preisentwicklung – wie auch der vorliegende Beitrag zeigte – relativ instabil ist und daher Inflationsprognosen auf Basis der monetären Säule mit hoher Unsicherheit behaftet sind.

Abb. 5
Veränderung der Arbeitsproduktivität und Reallohnanstieg



Quelle: Europäische Zentralbank; Area Wide Model; Gerlach und Svensson (2003); Berechnungen des ifo Instituts.

Trotz aller Kritik an ihrer Zwei-Säulen-Strategie muss der EZB allerdings zugute gehalten werden, dass die mittel- bis langfristigen Inflationserwartungen seit langem stabil bei 1,9% – und damit beim Inflationsziel der EZB – liegen. Offenbar wird von einer Mehrheit der Experten, deren Erwartungen regelmäßig von der EZB abgefragt werden, die von der monetären Säule ausgehenden Gefahren für die mittelfristige Preisstabilität als gering eingeschätzt. Diese Verankerung des Inflationsziels spiegelt sich auch in der Lohnentwicklung wider. Der durchschnittliche Nominallohnanstieg in der Eurozone lag zwischen 1999 und 2006 bei gerade einmal 2,2% gegenüber dem Vorjahr. Sein Maximum mit 2,6% erreichte er im Jahr des konjunkturellen Hochpunktes 2001; sein Minimum mit 1,6% vier Jahre später während des letzten konjunkturellen Tiefpunktes. Auch die Entwicklung der Löhne am aktuellen Rand sollte keinen Grund zur Sorge geben. Trotz des derzeitigen Aufschwungs liegen die aktuellen Lohnsteigerungen immer noch unter dem in diesem Beitrag zur Inflationsprognose berechneten Trendanstieg in Höhe von 2,1%. Und ausgehend von diesem Trendanstieg ergab sich eine mittelfristige Inflationsprognose, die deutlich unterhalb des Inflationsziels der EZB liegt. Vor weiteren Zinserhöhungen sollte sich somit der konjunkturelle Aufschwung erst in der tatsächlichen Lohnentwicklung niederschlagen.

Literatur

- Begg, D., F. Canova, P. De Grauwe, A. Fatás, und P.R. Lane (2002), *Surviving the Slowdown: Monitoring the European Central Bank* 4, London.
- Bordes, Chr., L. Clerc und V. Marimoutou (2007), »Is there a Structural Break in Equilibrium Velocity in the Euro Area?«, *Banque de France Notes d'Etudes et de Recherche* Nr. 165.
- Christiano, L.J. und T.J. Fitzgerald (1999), »The Band Pass Filter«, *NBER Working Paper* No. 7257.
- EZB (2000), »Die Rolle gesamtwirtschaftlicher Prognosen und Projektionen im Rahmen der zweiten Säule«, *Monatsbericht*, November, 47–48.
- EZB (2004), *Die Geldpolitik der EZB*, Frankfurt am Main.
- EZB (2005a), »Geldnachfrage und Unsicherheit«, *Monatsbericht*, Oktober, 61–78.
- EZB (2005b), »Vermögenspreisblasen und Geldpolitik«, *Monatsbericht*, April, 53–69.
- Gerlach, St. und L.E.O. Svensson (2003), »Money and Inflation in the Euro-area: A Case for Monetary Indicators?«, *Journal of Monetary Economics* 50, 1649–1672.
- Stock, J.H. und M.W. Watson (2003), »Forecasting Output and Inflation: The Role of Asset Prices«, *Journal of Economic Literature* 41, 788–829.
- Woodford, M. (2006), »How Important is Money in the Conduct of Monetary Policy?«, Diskussionsbeitrag für die Fourth ECB Central Banking Conference, »The Role of Money: Money and Monetary Policy in the Twenty-First Century«, Frankfurt am Main, 9.–10. November 2006.

Kasten**Eine vorausschauende Taylor-Regel für die USA und den Euroraum**

Taylor-Regeln erwiesen sich in der Vergangenheit als gutes Instrument, um die Zinspolitik einer Notenbank zu beschreiben. Nach einer solchen Regel strebt eine vorausschauende Notenbank einen Zins (i_t) oberhalb (unterhalb) des natürlichen Niveaus an, wenn die erwartete Inflationsrate in einem Jahr ($E_t\pi_{t+4}$) höher (niedriger) als die Zielinflation (π_t^*) und/oder die Produktion (y_t) höher (niedriger) als das Produktionspotential (y_t^*) ist. Unter Berücksichtigung eines zeitvariablen Trendwachstums (Δy_t^*), mit dessen Hilfe ein zeitvariabler neutraler Realzins approximiert wird (Koeffizient α), des zinsglättenden Verhaltens der Notenbank (Koeffizient ρ) sowie der Tatsache, dass Notenbanken auch systematisch auf andere Ereignisse (wie z.B. Finanzmarkt-turbulenzen) reagieren, die sich nicht unmittelbar in den Inflationserwartungen oder der Produktion niederschlagen (Koeffizient δ), ergibt sich folgende Spezifikation der Schätzgleichung:

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho) \left[\alpha \Delta y_t^* + \pi_t^* + \beta (E_t \pi_{t+4} - \pi_t^*) + \gamma (y_t - y_t^*) \right] + v_t,$$

$$v_t = \delta v_{t-1} + \varepsilon_t.$$

Nach Überführung des Systems in eine Einzelgleichung kann die Taylor-Regel dann mit Hilfe der Methode kleinster Quadrate geschätzt werden.^{a)}

Im vorliegenden Kasten soll die Zinspolitik der amerikanischen Federal Reserve Bank und der Europäischen Zentralbank (EZB) untersucht werden. Die Schätzung der Taylor-Regel für die USA beginnt 1987, d.h. mit dem Anfang der Greenspan-Ära; für den Euroraum werden ausschließlich Daten der tatsächlichen Zinspolitik der EZB seit 1999 verwendet. Die Schätzungen werden mit Quartalsdaten durchgeführt und enden im vierten Quartal 2007, um bestmöglich den Einfluss der aktuellen Finanzmarkt-turbulenzen zu berücksichtigen.^{b)}

Der US-amerikanische Notenbankzins wird durch die Zielrate der Federal Funds abgebildet; für den Euroraum wird der Zinssatz für Hauptrefinanzierungsgeschäfte verwendet, der seit Juni 2000 dem Mindestbietungssatz im Rahmen der durchgeführten Zinstender entspricht. Für die Notenbankzinsen im vierten Quartal werden die Durchschnittswerte der Monate Oktober und November verwendet.

Die Inflationserwartungen stammen aus dem Survey of Professional Forecasters, der für die USA von der Federal Reserve Bank of Philadelphia und für den Euroraum von der EZB durchgeführt wird. Es handelt sich dabei um Erwartungen über die Veränderungen des Verbraucherpreisindex in einem Jahr. Die Daten stehen bis einschließlich 4. Quartal 2007 zur Verfügung; für die Prognose der Zinspolitik werden die Schätzungen des ifo Instituts für die Entwicklung der Verbraucherpreise in 2009 eingesetzt (vgl. Abb. 2.8).

Die Inflationsziele beider Notenbanken werden durch die Erwartungen über die langfristigen Veränderungen des Verbraucherpreisindex gemessen. Sie stammen ebenfalls aus dem Survey of Professional Forecasters und unterstellen für die USA einen Erwartungshorizont von zehn Jahren und im Euroraum von fünf Jahren. Da auch hier die Daten nur bis einschließlich 4. Quartal 2007 zur Verfügung stehen, werden für die Prognose der Zinspolitik die Werte dieses Quartals (2,4% in den USA, 1,9% im Euroraum) fortgeschrieben.

Die Zerlegung des realen Bruttoinlandsprodukts in Trend und Zyklus wird mit Hilfe eines Strukturellen Zeitreihenmodells durchgeführt. Die offiziellen Daten für das reale Bruttoinlandsprodukt stammen für die USA vom Bureau of Economic Analysis und für die Eurozone von Eurostat und liegen bis zum 3. Quartal 2007 vor. Für die Schätzung des Strukturellen Zeitreihenmodells werden die Daten bis zum vierten Quartal 2009 mit den Prognosen des ifo Instituts verlängert.

Aktuell zeigt die Trend-Zyklus-Zerlegung für die USA eine leicht positive Produktionslücke, die sich im Prognosezeitraum jedoch wieder deutlich nach unten öffnen wird (vgl. Abb. 2.8). Das Modell weist dabei eine Trendwachstumsrate aus, die seit 2000 leicht gesunken ist und aktuell bei 2,5% liegt. Die Produktionslücke im Euroraum ist bereits seit Ende 2006 positiv. Nach den vorliegenden Schätzungen verändert sie sich im Prognosezeitraum nur unwesentlich und bleibt leicht geöffnet. Die zugrunde liegende Trendwachstumsrate liegt dabei aktuell bei etwa 2%.

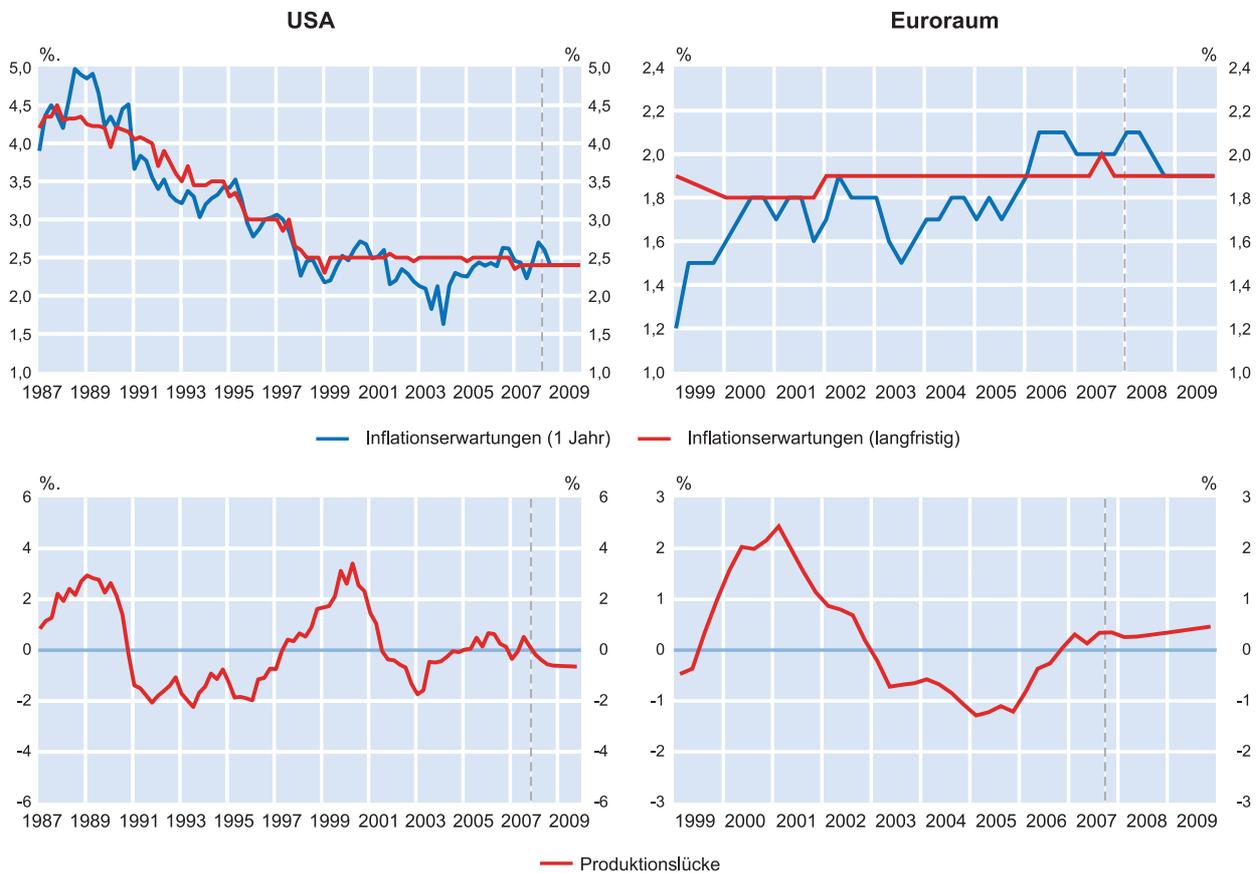
Die Schätzergebnisse, die in Tabelle 2.3 zusammengefasst sind, zeigen, dass die Taylor-Regel die Zinsentwicklung für beide Notenbanken recht gut beschreibt und dass die Reaktionskoeffizienten sehr ähnlich sind. Beide Notenbanken reagieren auf einen Anstieg der erwarteten Inflationsrate über das Inflationsziel mit einer Anhebung der Realzinsen; auch eine positive Produktionslücke führt zu einer restriktiveren Geldpolitik. Die hohe Persistenz in den Notenbankzinsen kann sowohl durch eine Politik der Zinsglättung als auch durch einen autokorrelierten Störterm (also eine systematische Reaktion auf Ereignisse, die sich weder in den Inflationserwartungen noch in der aktuellen Produktionsentwicklung niederschlagen) erklärt werden. Die Höhe des neutralen Realzinses wird auf etwa 60% der Trendwachstumsrate des Bruttoinlandsproduktes geschätzt (Koeffizient α).

Während die geschätzten Zentralbank-Reaktionsfunktionen nicht normativ interpretiert werden sollten, so eignen sie sich dennoch für die Prognose der zukünftigen Zinspolitik beider Notenbanken. Auf Basis der für den Prognosezeitraum unterstellten Entwicklung der Produktionslücke, der Trendwachstumsrate des Bruttoinlandsproduktes und der Inflationserwartungen wird die Federal Reserve noch mindestens zwei weitere Zinssenkungen in Höhe von jeweils 25 Basispunkten bis zum Ende des nächsten Jahres vornehmen (vgl. Abb. 2.9). Die EZB wird die Zinsen zunächst unverändert lassen, um dann in der zweiten Jahreshälfte, wenn sich die Inflationsaussichten – wie in der Prognose unterstellt – wieder verbessern, eine Zinssenkung vorzunehmen.

^{a)} Vgl. W. English, W. Nelson und B. Sack, Interpreting the Significance of the Lagged Interest Rate in Estimated Monetary Policy Rules, *Contributions to Macroeconomics*, 3(1), 2003, 1073–1073.

^{b)} Da für das reale Bruttoinlandsprodukt noch keine Daten für das vierte Quartal vorliegen, werden Prognosewerte des ifo Instituts für die Schätzung verwendet.

Abb. 2.8
Inflationserwartungen und Produktionslücke



Quelle: Federal Reserve Bank of Philadelphia; Bureau of Economic Analysis; Europäische Zentralbank; Euro Area Business Cycle Network; Berechnungen des ifo Instituts.

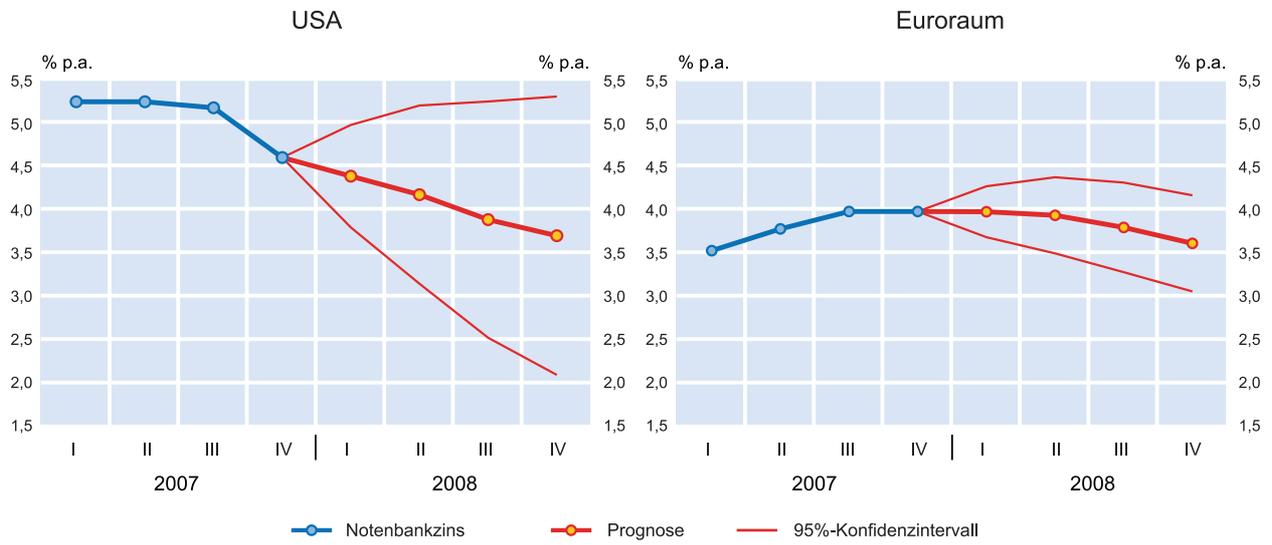
Tab. 2.3
Schätzergebnisse

	ρ	α	β	γ	δ	R^2/DW	Zeitraum
USA	0,70* (0,10)	0,58* (0,13)	2,35* (0,87)	0,63* (0,19)	0,72* (0,16)	0,63 / 2,26	1987: 1 – 2007: 4
Euro- raum	0,57* (0,11)	0,62* (0,08)	2,37* (0,46)	0,75* (0,11)	0,54* (0,14)	0,79 / 2,14	1999: 1 – 2007: 4

Anmerkungen: Heteroskedastie- und autokorrelationskonsistente Standardfehler in Klammern; * signifikant auf dem 5%-Niveau.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Abb. 2.9
Prognose der Notenbankzinsen



Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Kasten

Wie angemessen war die Zinspolitik der EZB für die einzelnen Mitgliedsländer des Euroraums?

An dieser Stelle soll untersucht werden, inwieweit die gemeinsame Geldpolitik der EZB für die einzelnen Mitgliedsländer des Euroraums angemessen ist. Die Vorgehensweise ist dabei wie folgt.^{a)} In einem ersten Schritt wird die Zinspolitik der EZB anhand einer geschätzten Reaktionsfunktion beschrieben. Mittelfristig sollte eine Notenbank eine niedrige und stabile Inflationsrate anstreben, um die gesamtwirtschaftliche Wohlfahrt zu maximieren. Dieses Ziel kann sie erreichen, wenn sie ihre Zinspolitik beispielsweise nach der Taylor-Regel gestaltet. Letztere wird gemeinhin als eine geeignete Strategie für die Geldpolitik angesehen. Gemäß der Taylor-Regel reagiert eine Notenbank auf Schwankungen der Inflationsrate um ihr Inflationsziel sowie auf konjunkturelle Ausschläge.

Die hier verwendete Reaktionsfunktion der EZB unterstellt, dass die Notenbank vom neutralen Nominalzins abweicht, wenn die erwartete Inflationsrate in zwölf Monaten ($E_t\pi_{t+12}$) vom Inflationsziel ($\bar{\pi}$) und die aktuelle Wachstumserwartung für das nächste Jahr ($E_t\Delta y_{t+12}$) vom langfristigen Durchschnitt ($\Delta\bar{y}$) abweicht.^{b,c)} Die Schätzung wurde für den Hauptrefinanzierungssatz der EZB über den Zeitraum 1999 bis 2008 durchgeführt, um die unkonventionelle Geldpolitik, die die EZB im Zuge der Finanzkrise ergriffen hat und die sich deutlich vom Reaktionsmuster der ersten zehn Jahre der gemeinsamen Geldpolitik unterscheidet, auszublenden.^{d)} Schließlich wurde berücksichtigt, dass sich die EZB nur graduell dem konjunkturell angemessenen Zielzins annähert, um übermäßige Schwankungen der kurzfristigen Zinsen zu vermeiden. Das Ergebnis der Schätzung kann wie folgt zusammengefasst werden:

$$Zins_t = 0,88 \cdot Zins_{t-1} + 0,12 \cdot Zielzins_t$$

$$Zielzins_t = \underbrace{0,56 \cdot \Delta\bar{y} + \bar{\pi}}_{\text{neutraler Nominalzins}} + 1,84 \cdot (E_t\pi_{t+12} - \bar{\pi}) + 2,03 \cdot (E_t\Delta y_{t+12} - \Delta\bar{y})$$

Der Zielzins wurde dann für die Periode Januar 2009 bis Mai 2010 unter der Annahme unveränderter Reaktionskoeffizienten fortgeschrieben. Für den aktuellen Rand ergibt sich nach dieser Schätzung ein Zielzins für den Euroraum nahe 0%; damit weicht der in der gegenwärtigen Finanzkrise im Hinblick auf den geldpolitischen Kurs aussagekräftigere Tagesgeldsatz am Interbankenmarkt mit +0,3% nur noch geringfügig vom konjunkturell angemessenen Zins ab.

In einem zweiten Schritt wurde für jedes einzelne Mitgliedsland des Euroraums ein kontrafaktischer Zielzins für den Zeitraum Januar 1999 bis Mai 2010 berechnet. Er gibt an, welchen Zins jedes Land setzen würde, verfügte es über eine »nationale EZB«, die ausschließlich auf die konjunkturelle Situation des jeweiligen Landes reagieren würde. Dabei wurde angenommen, dass die länderspezifischen kontrafaktischen Reaktionsfunktionen dieselben Reaktionskoeffizienten aufweisen, wie die im ersten Schritt für den gesamten Euroraum geschätzte Taylor-Regel.^{e)}

In einem letzten Schritt wird schließlich die Differenz zwischen dem länderspezifischen Zielzins und dem Zielzins der EZB berechnet. Fällt diese Differenz beispielsweise positiv aus, so würde die konjunkturelle Situation eines Landes einen höheren als den von der EZB gesetzten Zins erfordern; der Hauptrefinanzierungssatz der EZB wäre demnach nicht angemessen und zu niedrig. Abbildung 2.2 zeigt diese Differenz für die einzelnen Länder des Euroraums. Für den Zeitraum bis einschließlich 2008 können drei Gruppen identifiziert werden. In Ländern wie Österreich, Belgien, Finnland, Frankreich, Italien und den Niederlanden waren die Zinsen der EZB im Durchschnitt über diesen Zeitraum angemessen. Phasen mit zu hohen Zinsen wechselten sich mit Phasen zu niedriger Zinsen ab. In Ländern wie Griechenland, Irland, Spanien, und – zumindest bis 2005 – auch Portugal war die Zinsdifferenz durchweg positiv und der Zins der EZB somit systematisch zu niedrig. In Deutschland schließlich war die Situation umgekehrt und der Zins der EZB durchweg zu hoch; hätte eine deutsche EZB die Zinsen für Deutschland gesetzt (gemäß der Reaktionsfunktion der EZB), wäre der Hauptrefinanzierungssatz in diesem Zeitraum um 0,5 Prozentpunkte niedriger gewesen.

Mit der Finanzkrise änderte sich diese Situation grundlegend. Die Länder, in denen die EZB-Zinsen ehemals zu niedrig waren (Griechenland, Irland, Spanien), würden aufgrund ihrer schwachen Konjunktur – legte eine nationale EZB die Zinsen für die jeweiligen Länder fest und gäbe es keine Nullzinsschranke – den Notenbankzins am aktuellen Rand um mehr als 5 Prozentpunkte unterhalb des EZB-Zielzinses setzen. Auf der anderen Seite zeichnet sich in Deutschland ebenfalls eine grundlegend neue Situation ab. Im Vergleich zu den übrigen Ländern des Euroraums wird mit einer deutlich schnelleren konjunkturellen Erholung gerechnet, so dass eine »deutsche EZB« die Leitzinsen am aktuellen Rand um 1,5 bis 2 Prozentpunkte über dem EZB-Zielzins setzen würde.

Für den Prognosezeitraum (und möglicherweise auch darüber hinaus) kann somit davon ausgegangen werden, dass Deutschland von Seiten der Geldpolitik eher einen stimulierenden Impuls erhält, während die gemeinsame Geldpolitik für die ehemaligen Boom-Länder der Euroraumperipherie tendenziell zu restriktiv und damit bremsend wirken dürfte.

^{a)} Eine ausführliche Darstellung der Vorgehensweise findet sich in J.-E. Sturm und T. Wollmershäuser, »The Stress of Having a Single Monetary Policy in Europe«, CESifo Working Papers, Nr. 2251, 2008.

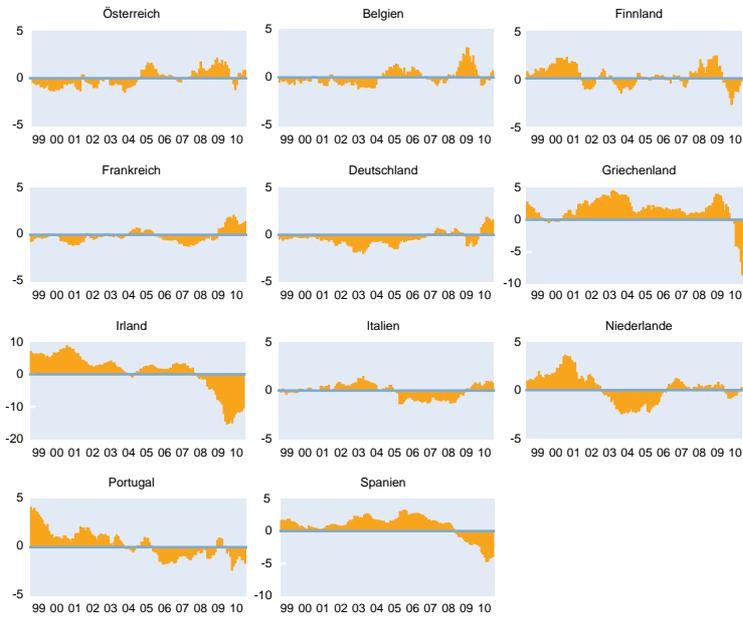
^{b)} Meistens werden in derartigen Reaktionsfunktionen Maße für die Produktionslücke eingesetzt. Hier wird aus verschiedenen Gründen hiervon abgewichen. Erstens benötigt man für die Messung einer Produktionslücke das Potentialniveau des Outputs. Die Messprobleme hierbei sind beträchtlich. Walsh (C. Walsh, »Implications of a changing economic structure for the strategy of monetary policy«, *Federal Reserve Bank of Kansas City, Jackson Hole Symposium*, 2003, 297–348) argumentiert inzwischen, dass Reaktionsfunktionen mit Wachstumsraten insbesondere dann gute Performance aufzeigen, wenn man in einer Situation der unvollständigen Informationen ist. Zweitens haben Wachstumsratenzyklen normalerweise einen deutlichen Vorlauf gegenüber eher klassischen Zyklen, die auf Produktionslücken basieren. Da die Geldpolitik immer mit einer gewissen Verzögerung wirkt und es Zentralbanken weltweit immer wichtiger geworden ist, Erwartungen zu beeinflussen, werden heute Reaktionsfunktionen üblicherweise vorausschauend gestaltet. Drittens wird in den meisten theoretischen Modellen vom langfristigen Wachstum abstrahiert. Modelle, die ein Trendwachstum berücksichtigen, können oft die optimale Zinsregel in Wachstumsraten abbilden. Schliesslich sind die meisten Prognosen in Wachstumsraten ausgedrückt. (Erwartete) Wachstumsraten sind daher einfacher verfügbar.

^{c)} Die ältere Literatur verwendet meistens ex-post veröffentlichte und vergangenheitsbezogene Inflations- und Wachstumsraten. Wie z.B. Sauer und Sturm (S. Sauer und J.-E. Sturm, »Using Taylor rules to understand ECB monetary policy«, *German Economic Review* 8(3), 2007, 375–398), argumentieren, versucht die Geldpolitik, zukünftiges Verhalten zu beeinflussen. Daher sollten Taylorregeln vorausschauend spezifiziert werden.

^{d)} Ein Fortschreiben der bis 2008 geschätzten Reaktionsfunktion bis zum aktuellen Rand würde ergeben, dass die EZB den Hauptrefinanzierungssatz aufgrund des massiven konjunkturellen Einbruchs bis Oktober 2009 auf unter – 4% hätte senken müssen. Die Nullzinsschranke ist nur einer der Gründe, warum die EZB von ihrem bisherigen Verhalten abweichen musste.

^{e)} Diese Annahme ist sicherlich nur eine Approximation der Reaktionsfunktion, die eine nationale Notenbank verfolgen würde, wenn sie über geldpolitische Autonomie verfügen würde. In der Realität würden sich vermutlich die Reaktionsfunktionen einer Deutschen Bundesbank und der hier unterstellten deutschen EZB unterscheiden, da die Reaktionskoeffizienten unter anderem von den wirtschaftlichen Strukturen des Währungsraumes abhängen.

Abb. 2.2
Abweichung des konjunkturell angemessenen Zinses vom Zins der EZB



Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Die Geldpolitik der EZB in der Klemme – kann mehr »Forward Guidance« helfen?

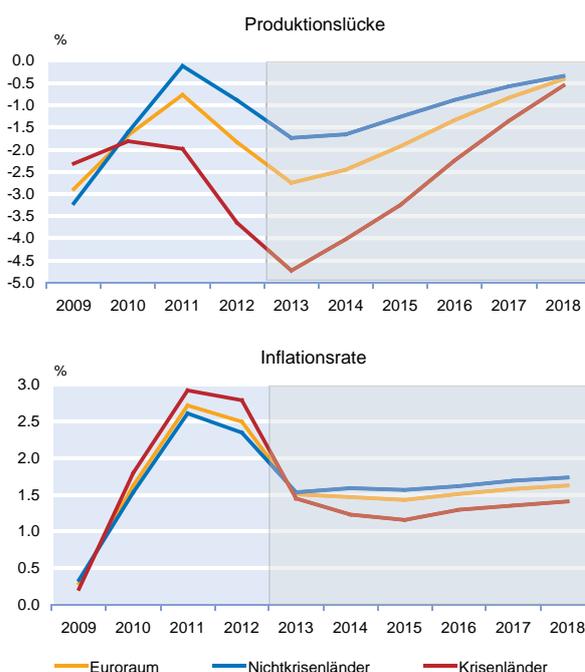
Timo Wollmershäuser

Die Geldpolitik der Europäischen Zentralbank steckt in der Klemme. Erstens ist die konjunkturelle Entwicklung im Euroraum aktuell so schwach, dass die Ausrichtung der gemeinsamen Geldpolitik noch expansiver sein müsste. Zweitens ist die konjunkturelle Entwicklung im Euroraum so unterschiedlich, dass eine weitere Senkung des einheitlichen Zinses – so sie denn möglich wäre – nur wenigen Ländern gerecht werden würde. Drittens werden die Zinssenkungen der EZB vorwiegend von den Banken in den Nichtkrisenländern weitergegeben, und damit in jenem Teil des gemeinsamen Währungsraums, in dem die Zinsen eher steigen sollten. Viertens ziehen seit Anfang Mai 2013 die Kapitalmarkttrenditen weltweit an, was für sich genommen einen negativen Effekt auf die Finanzierungskosten von Banken und Unternehmen haben dürfte. In diesem Beitrag soll diskutiert werden, ob die EZB im Rahmen ihrer Kommunikationspolitik weiteren Spielraum hat, um die konjunkturelle Entwicklung im Euroraum insgesamt trotz der bestehenden Nullzinsgrenze zusätzlich zu stabilisieren. Der Fokus liegt dabei auf der sogenannten »Forward Guidance«, einer besonderen Form der Erwartungssteuerung, die Aussagen des geldpolitischen Entscheidungsgremiums hinsichtlich der erwarteten Dauer seiner derzeitigen Niedrigzinspolitik enthält.

Die Geldpolitik der Europäischen Zentralbank (EZB) steckt in der Klemme. Erstens ist die konjunkturelle Entwicklung im Euroraum aktuell so schwach, dass die Ausrichtung der gemeinsamen Geldpolitik noch expansiver sein müsste. Nach aktuellen Schätzungen des Internationalen Währungsfonds (IWF) liegt die Produktion im Jahr 2013 um 2,7% unterhalb ihres Potenzials, und auch in den kommenden Jahren wird diese Unterauslastung nur geringfügig zurückgehen (vgl. Abb. 1). Entsprechend liegt die Inflationsrate mit aktuell 0,7% weit unterhalb des Inflationsziels der EZB; für die kommenden Jahre erwartet der IWF durchschnittliche Preissteigerungsraten von 1,5%. Um die Konjunktur zu stabilisieren, hat die EZB ihren Zinssenkungsspielraum bereits nahezu ausgeschöpft. Seit November dieses Jahres liegt der maßgebliche Leitzins bei 0,25%, und damit so niedrig wie nie zuvor. Allerdings ist dieses Zinsniveau immer noch zu hoch, vergleicht man es mit dem konjunkturell angemessenen Zins, der auf Basis des Zinssetzungsverhaltens der EZB in der Vorkrisenzeit abgeleitet wurde. Ähnlich wie schon 2009 käme eine für die EZB geschätzte Taylor-Regel zu dem Ergebnis, dass der angemessene Leitzins aufgrund der ausgeprägten konjunkturellen Schwäche und des geringen Preisdrucks negativ sein müsste und dass frühestens 2016 eine erste Leitzinsanhebung stattfinden sollte (vgl. Abb. 2 und Kasten 1).

Zweitens ist die konjunkturelle Entwicklung im Euroraum so unterschiedlich, dass eine weitere Senkung des einheitlichen Zinses – so sie denn möglich wäre – nur wenigen Ländern gerecht werden würde. Mit aktuell – 4,7% ist die Unterauslastung in den Krisenländern nahezu

Abb. 1
Produktionslücken und Inflationsraten im Euroraum

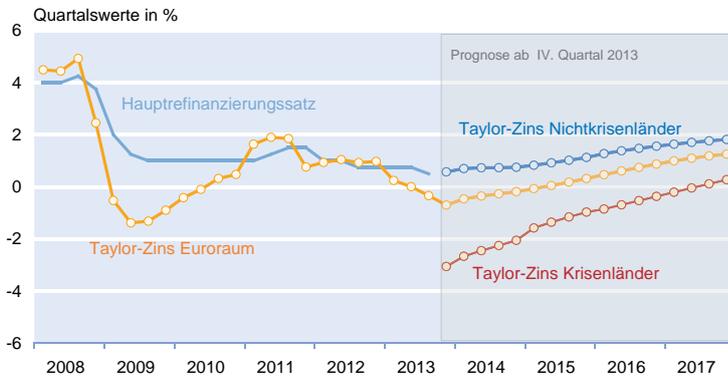


Anmerkung: Die Produktionslücke misst die prozentuale Abweichung des tatsächlichen Bruttoinlandsprodukts vom Produktionspotenzial. Ab 2013 (grau hinterlegte Fläche) handelt es sich um Schätzungen und Prognosen des IWF vom Oktober 2013. Die Krisenländer umfassen Griechenland, Irland, Italien, Portugal und Spanien, die Nichtkrisenländer den Rest des Euroraums.

Quelle: IWF; Berechnungen des Autors.

Abb. 2

Tatsächlicher und konjunkturell angemessener Leitzins



Anmerkung: Details zur Schätzung des konjunkturell angemessenen Leitzinses befinden sich in Kasten 1.
 Quelle: Europäische Zentralbank; Eurostat; Internationaler Währungsfonds; Berechnungen des Autors.

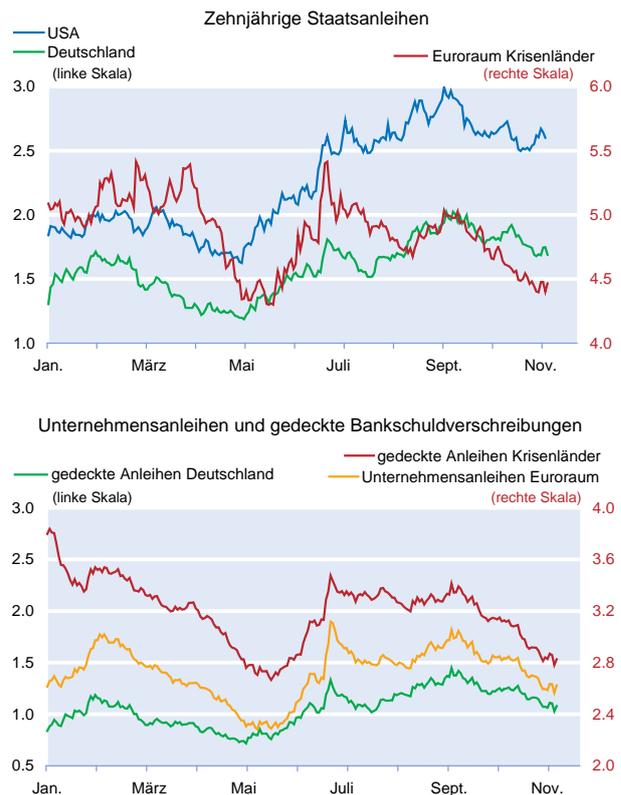
dreimal so groß als in den Nichtkrisenländern (vgl. Abb. 1). Auch der Preisdruck ist in den Krisenländern deutlich geringer als im restlichen Euroraum. Verwendet man die Taylor-Regel der EZB und setzt anstelle der Inflationserwartungen und der Produktionslücke des gesamten Euroraums die jeweiligen Daten für die Krisen- und die Nichtkrisenländer ein, zeigt sich, dass das aktuelle Zinsniveau durchaus angemessen für die Gruppe der Nichtkrisenländer wäre (vgl. Abb. 2). Würde die EZB ihre Zinspolitik nur an diesem Teil des Euroraums ausrichten, sollte sie, anstatt die Leitzinsen zu senken, aufgrund der deutlich positiveren konjunkturellen Entwicklung die Leitzinsen anheben. Ganz anders stellt sich die Situation in den Krisenländern dar. Der konjunkturell angemessene Zins dürfte dort aktuell und auch in den kommenden Jahren negativ und deutlich unterhalb des konjunkturell angemessenen Leitzinses für den gesamten Euroraum bleiben.

Drittens werden die Zinssenkungen der EZB vorwiegend von den Banken in den Nichtkrisenländern weitergegeben, und damit in jenem Teil des gemeinsamen Währungsraums, in dem die Zinsen eher steigen sollten. Zwar haben sich die Senkungen des Hauptrefinanzierungssatzes von insgesamt 0,75 Prozentpunkten, die die EZB zwischen Ende 2011 und Mai 2013 vorgenommen hat, bislang insgesamt als effektiv erwiesen. Bis September 2013 gingen die Zinsen für neuvergebene Unternehmenskredite im Euroraum insgesamt um 0,9 Prozentpunkte zurück. Maßgeblich hierfür waren allerdings die Kreditzinsen in den Nichtkrisenländern, die um 1 Prozentpunkt sanken, während der Rückgang in den Krisenländern lediglich bei 0,7 Prozentpunkten lag. Vor allem aber an dem Abstand der Kreditzinsen in den Krisenländern von denen in den Nichtkrisenländern hat sich seit einem Jahr nichts geändert; sie liegen in den Krisenländern etwa 1,5 Prozentpunkte höher als in den Nichtkrisenländern und stehen einer konjunkturellen Belebung im Wege. Die Ursache für die eingeschränkte Übertragung der geldpoliti-

schen Impulse in den Krisenländern liegt in den Problemen des dortigen Bankensystems, das mit einem hohen Anteil an notleidenden Krediten zu kämpfen hat und das von Seiten der nationalen Regierungen nur mit zögerlichen Rekapitalisierungs- und Restrukturierungsmaßnahmen unterstützt wird.

Viertens ziehen seit Anfang Mai 2013 die Kapitalmarktrenditen weltweit an, was für sich genommen einen negativen Effekt auf die Finanzierungskosten von Banken und Unternehmen haben dürfte (vgl. Abb. 3). Zinsen für zehnjährige US-amerikanische Staatsanleihen stiegen um 1,1 Prozentpunkte von 1,6% auf zuletzt 2,7%. Zwar konnte sich der Euroraum teilweise vom internationalen Zinsverbund abkoppeln; die Renditen für deutsche Staatsanleihen zogen nur um 0,6 Prozentpunkte an, jene von riskanteren Krisenstaaten und privaten Emittenten aufgrund fallender Risikoprämien nur um durchschnittlich 0,2 Prozentpunkte. Während der Zinsanstieg in den Vereinigten Staaten allerdings aufgrund der deutlich positiveren Konjunkturaussichten und damit zusammen-

Abb. 3
 Kapitalmarktrenditen 2013



Quelle: Europäische Zentralbank; Eurostat; Berechnungen des Autors.

Kasten 1
Schätzung einer Reaktionsfunktion für die EZB

Die Prognose des konjunkturell angemessenen Zinspfades bis 2017 erfolgt auf Basis einer geschätzten Reaktionsfunktion für die EZB. In Anlehnung an die von John B. Taylor für die USA entwickelte Zinsregel verändert die Zentralbank den Hauptrefinanzierungssatz i_t , wenn es zu Abweichungen des tatsächlichen Bruttoinlandsprodukts Y_t vom Produktionspotenzial Y_t^* und der einjährigen Inflationserwartungen $E_t\pi_{t+4}$ vom Inflationsziel π_t^* kommt.¹ Entsprechen die Inflationserwartungen und das Bruttoinlandsprodukt den jeweiligen Zielwerten, setzt die Zentralbank den Hauptrefinanzierungssatz gleich dem neutralen Nominalzins, der sich als Summe aus dem neutralen Realzins und dem Inflationsziel errechnet. Der neutrale Realzins wird in der Reaktionsfunktion mit Hilfe der Veränderungsrate des Produktionspotenzials $(Y_t - Y_{t-1})/Y_{t-1}^*$ (der sog. Potenzialrate) approximiert.

Der geschätzte Taylor-Zins wird im Folgenden als konjunkturell angemessener Zins interpretiert. Zwar werden die Reaktionskoeffizienten der Zinsregel nicht auf Basis eines theoretischen Modells abgeleitet, in dem eine Zentralbank sich an einer Zielfunktion (bspw. der Wohlfahrtsfunktion einer Volkswirtschaft) orientiert. Allerdings spiegeln die geschätzten Reaktionskoeffizienten das Verhalten der EZB in der Vergangenheit bis vor Ausbruch der Krise wider. Unter der Annahme, dass die EZB in diesen ersten zehn Jahren ihr Ziel der mittelfristigen Preisniveaustabilität erreicht hat, kann diese empirische Zinsregel tatsächlich als Norm herangezogen werden.

Die Schätzung der Reaktionsfunktion wurde für den Vorkrisenzeitraum vom ersten Quartal 1999 bis zum vierten Quartal 2008 vorgenommen, um Verzerrungen der Reaktionskoeffizienten durch die krisenbedingten unkonventionellen Maßnahmen und die Nullzinsgrenze zu vermeiden. Die Schätzung ergab folgendes Ergebnis:

$$i_t = 0,70 i_{t-1} + 0,30 \left[0,46 \left(\frac{Y_t^* - Y_{t-1}^*}{Y_{t-1}^*} \right) + \pi_t^* + 3,09 (E_t \pi_{t+4} - \pi_t^*) + 0,44 \left(\frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}^*} \right) \right] + v_t$$

$$v_t = 0,62 v_{t-1} + \varepsilon_t$$

Abweichend von der ursprünglichen Form der Taylor-Regel, die durch den Ausdruck in eckigen Klammern widergespiegelt wird, berücksichtigt die empirische Spezifikation der Reaktionsfunktion einen verzögerten Zins als zusätzlichen Regressor. Das empirisch für die meisten Zentralbanken beobachtbare Zinsglättungsverhalten führt dazu, dass Leitzinsen erst allmählich an das konjunkturell angemessene Zinsniveau angepasst werden (vgl. Sack und Wieland 2000). Darüber hinaus wurde die Reaktionsfunktion um einen autoregressiven Störterm erweitert, um Zinsentscheidungen der Zentralbank zu berücksichtigen, die nicht auf die herkömmlichen Faktoren zurückzuführen sind.² Da bei der Bildung der Inflationserwartungen davon ausgegangen werden kann, dass die befragten Experten eine Änderung des Hauptrefinanzierungssatzes im Erwartungszeitraum antizipieren, ist die Annahme der strikten Exogenität der Regressoren verletzt. Da infolge dessen die typischerweise bei der Schätzung von Reaktionsfunktionen verwendete Kleinst-Quadrate-Methode zu verzerrten und inkonsistenten Schätzern führen kann, wurde zur Bestimmung der Reaktionskoeffizienten eine Instrumentenvariablen-Schätzung mit Hilfe der Generalisierten Momentenmethode (GMM) durchgeführt (vgl. Sturm und Wollmershäuser 2008). Als Instrumente wurden eine Konstante und die ersten beiden Verzögerungen des Hauptrefinanzierungssatzes und der Regressoren verwendet.³

Die Daten für den Hauptrefinanzierungssatz stammen von der EZB. Die Schätzung des Produktionspotenzials wurde aus der aktuellen Prognose des Internationalen Währungsfonds (IWF) vom Oktober 2013 entnommen. Für das Inflationsziel der EZB wird 1,9% angenommen. Die einjährigen Inflationserwartungen werden im Rahmen des vierteljährlichen Survey of Professional Forecasters der EZB erhoben. Das Bruttoinlandsprodukt wird von Eurostat veröffentlicht. Für die Prognose ab dem ersten Quartal 2009 bis zum aktuellen Rand wurden tatsächliche Realisationen bzw. ex post Schätzungen der Regressoren eingesetzt. Für den Zeitraum ab dem dritten Quartal 2013 wurden folgende Annahmen getroffen:

- 1) Das Produktionspotenzial und die Potenzialrate entwickeln sich bis zum Ende des Prognosezeitraums wie vom IWF in seiner Prognose vom Oktober 2013 geschätzt; demnach steigt die Potenzialrate im Euroraum von derzeit 0,5% auf 1,1% 2018.
- 2) Die Verlaufsrate des tatsächlichen Bruttoinlandsprodukts im Euroraum steigt kontinuierlich an und erreicht im vierten Quartal 2018 einen Wert von 0,4%; die Jahreszuwachsrate 2013 und 2014 liegen bei -0,4 bzw. 1% und steigen bis 2018 auf 1,6%; die Produktionslücke liegt demnach 2013 und 2014 bei durchschnittlich -2,7% und -2,5% und steigt bis 2018 auf -0,4%.
- 3) Die Inflationserwartungen für den gesamten Euroraum gehen nochmals leicht zurück auf 1,4% und bleiben auf diesem niedrigen Niveau bis Ende 2014; für die erwartete Inflationsrate 2014 ergibt sich damit ein Wert von 1,5%, für 2015 liegt sie bei 1,4%; bis 2018 steigt die Inflationsrate dann allmählich auf 1,6%.
- 4) Die Aggregate für die Krisen- und die Nichtkrisenländer wurden auf Basis der Länderprognosen des IWF berechnet. Die Krisenländer umfassen Griechenland, Irland, Italien, Portugal und Spanien, die Nichtkrisenländer den Rest des Euroraums.

¹ Vgl. Taylor (1993). Im Gegensatz zur ursprünglichen Taylor-Regel wird für die EZB eine vorausschauende Reaktionsfunktion mit Inflationserwartungen (anstelle der aktuellen Inflationsrate) als Regressor unterstellt; vgl. Sauer und Sturm (2007). Da das Modell mit Quartalsdaten geschätzt wird, bezeichnet die Variable $E_t\pi_{t+4}$ die Erwartungen im Quartal t über die Inflationsrate π in $t + 4$ Quartalen.
² In der Literatur werden starke Abweichungen oft als Reaktionen auf Störungen in den Finanzmärkten interpretiert, die aufgrund ihrer unterschiedlichen Erscheinungsformen (Börsenkrach 1987, Asienkrise 1997, Platzen der New Economy Bubble 2000) nicht in einer einzigen zusätzlichen Variablen im systematischen Teil der Reaktionsfunktion erfasst werden können (vgl. English, Nelson und Sack 2003; Rudebusch 2002).
³ Ein Test auf Gültigkeit der überidentifizierenden Restriktionen (Hansen-J-Test) kann mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 21,1% abgelehnt werden. Daraus kann geschlossen werden, dass die gewählten Instrumente mit hoher Wahrscheinlichkeit die wichtige Eigenschaft der Exogenität erfüllen.

hängend des absehbaren Ausstiegs der amerikanischen Federal Reserve aus der Nullzinspolitik gerechtfertigt ist (vgl. den Abschnitt über die US-amerikanischen Erfahrungen mit der Forward Guidance weiter unten) und sich vermutlich in den kommenden Monaten fortsetzen dürfte, konterkariert er die im Euroraum weiterhin notwendige geldpolitischen Lockerung.

In diesem Beitrag soll diskutiert werden, ob die EZB im Rahmen ihrer Kommunikationspolitik weiteren Spielraum hat, um die konjunkturelle Entwicklung im Euroraum insgesamt trotz der bestehenden Nullzinsgrenze zusätzlich zu stabilisieren. Der Fokus liegt dabei auf der sogenannten »Forward Guidance«, einer besonderen Form der Erwartungssteuerung, die Aussagen des geldpolitischen Entscheidungsgremiums hinsichtlich der erwarteten Dauer seiner derzeitigen Niedrigzinspolitik enthält. Der EZB-Rat hat mit seiner Sitzung am 4. Juli 2013 mit dem Hinweis, »dass die EZB-Leitzinsen für längere Zeit auf dem aktuellen oder einem niedrigeren Niveau bleiben werden«, einen ersten Schritt in diese Richtung unternommen. Allerdings sind die Markterwartungen über zukünftige Leitzinsen zwischen Juli und September eher angestiegen, was Zweifel an der Effektivität der Maßnahme rechtfertigt. Aus diesem Grund werden die Erfahrungen der US-amerikanischen Federal Reserve mit dem Einsatz zukunftsgerichteter Hinweise, die seit Dezember 2008 fester Bestandteil jeder Entscheidung des US-Zentralbankrats sind, näher betrachtet. Insbesondere werden jene Merkmale der Kommunikationsstrategie herausgearbeitet, die ihre Effektivität deutlich erhöht haben. Aufbauend auf diesen Erkenntnissen, werden Handlungsempfehlungen für die EZB abgeleitet und die möglichen damit verbundenen Risiken, die sich vor allem im Zusammenhang mit der aktuellen Heterogenität des gemeinsamen Währungsraumes ergeben, erörtert.

»Forward Guidance« als neue geldpolitische Maßnahme der EZB

In Zeiten, in denen die herkömmliche Geldpolitik durch die Nullzinsgrenze nach unten beschränkt ist und Zentralbanken keine weiteren Zinssenkungen mehr vornehmen können, um die Volkswirtschaft zu stimulieren, greifen Notenbanker vermehrt auf unkonventionelle geldpolitische Maßnahmen zurück. Neben den liquiditätspolitischen Maßnahmen (quantitative Lockerung, Kreditlockerung, unbegrenzte Zuteilung bei den Offenmarktgeschäften, Offenmarktgeschäfte mit mehrjähriger Laufzeit) führten die meisten Zentralbanken in den letzten Jahren zukunftsgerichtete Hinweise (»Forward Guidance«) im Rahmen der Kommunikation ihrer geldpolitischen Entscheidungen ein. Dabei handelt es sich um eine besondere Form der Erwartungssteuerung, die Aussagen des geldpolitischen Entscheidungsgremiums hinsichtlich der erwarteten Dauer seiner derzeitigen Niedrig-

zinspolitik enthält. Mit den zukunftsgerichteten Hinweisen wollen Zentralbanken den Erwartungsbildungsprozess der privaten Marktteilnehmer hinsichtlich zukünftiger Leitzinsen steuern, um somit Einfluss auf längerfristige Kredit- und Kapitalmarktzinsen nehmen zu können. In Zeiten ohne bindende Nullzinsgrenze sind solche zusätzlichen Maßnahmen nicht notwendig, da Zentralbanken durch überraschende Zinssenkungen die privaten Erwartungen über zukünftige Leitzinsen nach unten korrigieren können. Im Kern der Diskussion um die Vor- und Nachteile zukunftsgerichteter Hinweise steht der Konflikt zwischen der Glaubwürdigkeit der Ankündigung der Zentralbank, sich an ein gewisses Zinsniveau für einen gewissen Zeitraum zu binden, und der Flexibilität, angemessen auf sich ändernde ökonomische Rahmenbedingungen reagieren zu können.

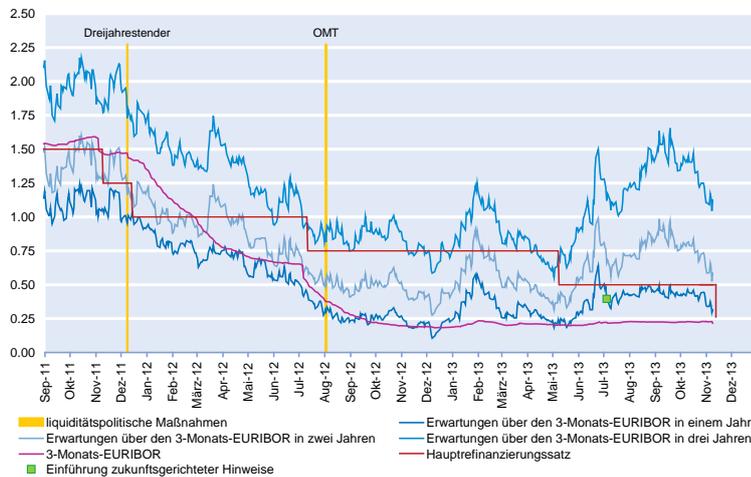
Der Rückgriff auf zukunftsgerichtete Hinweise im Rahmen der Kommunikation geldpolitischer Entscheidungen wurde erstmals 1999 von der Bank von Japan eingesetzt. Die US-amerikanische Federal Reserve entschied sich am 16. Dezember 2008 zeitgleich mit der Senkung der Federal-Funds-Zielrate auf einen Korridor von 0 bis 0,25% Hinweise auf die Dauer der Nullzinspolitik zu geben. Die Bank of Canada und die schwedische Riksbank folgten am 21. April 2009.

Die Europäische Zentralbank zögerte mit dem Einsatz dieses Instruments und führte zukunftsgerichtete Hinweise in ihre Kommunikation erst mit der Sitzung des Zentralbankrates am 4. Juli 2013 ein.¹ Sie erklärte, »dass die EZB-Leitzinsen für längere Zeit auf dem aktuellen oder einem niedrigeren Niveau bleiben werden«. Ausschlaggebend für diesen Schritt war unter anderem, dass die Markterwartungen über zukünftige Geldmarktzinsen (und damit implizit über den zukünftigen zinspolitischen Kurs) seit und insbesondere auch trotz der Leitzinssenkung vom 8. Mai 2013 kontinuierlich anstiegen (vgl. Europäische Zentralbank 2013, Kasten 1, S. 7; Cœuré 2013). So gingen die Märkte am 24. Juni davon aus, dass der Drei-Monats-EURIBOR bereits im März 2014 wieder über dem Hauptrefinanzierungssatz liegen wird und dass der EZB-Rat Ende 2014 erste Leitzinsanhebungen beschließen wird (vgl. Abb. 4).² Dieser Anstieg der aus den Preisen für EURIBOR-Futures abgeleiteten Markterwartungen spiegelte sich auch im Anstieg der langfristigen Kapitalmarktzinsen wider und konterkarierte die von der EZB intendierte Ausweitung des geldpolitischen Expansionsgrads, die sie mit ihrer Leitzinssenkung vom Mai verfolgte (vgl. Cœuré 2013).

¹ Als letzte große Zentralbank entschied sich die Bank of England am 1. August 2013, zukunftsgerichtete Hinweise zu veröffentlichen.

² Für den Drei-Monats-EURIBOR in zwei Jahren erwarteten die Marktteilnehmer einen Zins von 1%. In den Zeiten vor der Krise lagen die unbesicherten Geldmarktsätze mit kurzer Laufzeit immer leicht über dem Hauptrefinanzierungssatz. Stiegen sie an, erwarteten die Marktteilnehmer Leitzinserhöhungen. Fielen sie unter den Hauptrefinanzierungssatz, wurde eine Leitzinssenkung erwartet. Aktuell kann dieser Zusammenhang möglicherweise durch Risikoprämien für unbesicherte Interbankengeschäfte gegenüber besicherten Ausleihungen auf dem Repo-Markt gestört sein.

Abb. 4
Zukunftsgerichtete Hinweise des EZB-Rats und Geldmarktzinserwartungen



Anmerkung: Die erwarteten Geldmarktzinsen wurden aus den Kursen für 3-Monats-EURIBOR-Futures berechnet.

Quelle: EUREX; Europäische Zentralbank; Berechnungen des Autors.

Bereits im Vorfeld der EZB-Ratssitzung am 4. Juli gingen die Zinserwartungen spürbar zurück. Der Kommunikationswechsel am 4. Juli selbst brachte keine weitere Absenkung der Markterwartungen mit sich. Im Gegenteil, der im Mai einsetzende Aufwärtstrend bei den Zinserwartungen setzte sich weiter fort und kam erst Anfang September zum Stillstand. Zu diesem Zeitpunkt erwarteten die Märkte eine erste Zinserhöhung bereits zur Jahreswende 2014/15; Anfang Mai war dies noch für 2016 oder später erwartet worden. Ob dieses Vordatieren des erwarteten Endes der Niedrigzinspolitik und der damit einhergehende Anstieg der Kapitalmarktzinsen seit Mai im Interesse der EZB lag, ist nicht einfach zu beurteilen.

Eines der Hauptprobleme der zukunftsgerichteten Hinweise der EZB ist, dass der Öffentlichkeit nicht wirklich klar angezeigt wird, welche neuen Informationen die Zentralbank mit dieser Form der Kommunikation überhaupt preisgibt. Gerade die entscheidende Information bezüglich der Dauer der Niedrigzinspolitik bleibt der Öffentlichkeit verschlossen. Somit können diese Hinweise eher zu mehr Verunsicherung der Märkte beitragen, anstatt sie zu reduzieren. Der Versuch einer Präzisierung durch Direktoriumsmitglied Jörg Asmussen in einem Interview mit Reuters TV am 9. Juli (»Mario Draghi hat gesagt, es sind nicht sechs Monate, nicht zwölf Monate, es geht darüber hinaus«) wurde im Rahmen einer schriftlichen Stellungnahme von der EZB postwendend dementiert: »Es wurde kein Hinweis darauf gegeben, wie lange dieser Zeitraum exakt dauern könnte, und es war auch nicht die Absicht von Herrn Asmussen, das zu tun« (Spiegel Online 2013). Auf die Frage von Journalisten bei der nächsten Pressekonferenz am 1. August 2013, wie lange

denn die »längere Zeit« dauere, für die der EZB-Rat den gegenwärtigen Leitzins niedrig halten werde, antwortete der EZB-Präsident Mario Draghi: »Again, let me stress that there is no precise deadline for this extended period of time. As a matter of fact, you can (...) extract a reaction function and, from there, estimate what would be a reasonable extended period of time.«

Solche Reaktionsfunktionen wurden in der Vergangenheit bereits häufig verwendet, um die aktuelle geldpolitische Ausrichtung einer Notenbank zu beurteilen und die zukünftige Zinspolitik abzuschätzen (vgl. Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose 2008, Kasten 5.1). Abbildung 2 zeigt, dass der konjunkturell angemessene Leitzins nach einer solchen Schätzung bis Anfang 2015 negativ sein sollte (vgl. Kasten 1 zu den Details der Schätzung). Würde sich die EZB bei ihrer Zinspolitik genau so verhalten wie in der Vorkrisenzeit, käme es nicht vor dem zweiten Halbjahr

2016 zu einer ersten Leitzinsanhebung. Somit gingen die Märkte Anfang September noch davon aus, dass das Ende der Niedrigzinspolitik fast zwei Jahre früher eingeleitet wird, als dies eine Reaktionsfunktion für EZB nahelegen würde. Das Ziel der EZB, mit den zukunftsgerichteten Hinweisen einem Anstieg der Markterwartungen entgegenzuwirken, wäre somit aus damaliger Perspektive klar verfehlt. Seit September sind die Leitzinserwartungen allerdings wieder rückläufig. Aktuell gehen die Marktteilnehmer von einer ersten Zinserhöhung Anfang 2016 aus und stehen damit im Einklang mit der auf Basis der Taylor-Regel abgeleiteten Leitzinsprognose. Ausschlaggebend für diese Korrektur dürfte die im September einsetzende Atempause beim Anstieg der weltweiten Kapitalmarktzinsen sein, die sich über den internationalen Zinsverbund auch im Euroraum niedergeschlagen hat (vgl. Abb. 3). Steigen die Kapitalmarktzinsen und damit die Zinserwartungen wieder, ohne dass sich die konjunkturellen Aussichten für den Euroraum verbessern, stellt sich die Frage, ob die EZB im Rahmen ihrer Kommunikation weitere Möglichkeiten hat, die Markterwartungen an der Nullzinsgrenze zu beeinflussen. Die Erfahrungen der US-amerikanischen Federal Reserve zeigen, dass eine Präzisierung insbesondere der Dauer der Niedrigzinspolitik, die Effektivität der Kommunikation deutlich steigert.

Erfahrungen der US-amerikanischen Federal Reserve

In den Vereinigten Staaten sind die zukunftsgerichteten Hinweise seit Dezember 2008 fester Bestandteil jeder Entscheidung des US-Zentralbankrats (Federal Open Market Com-

Tab. 1
Zukunftsgerichtete Hinweise des US-amerikanischen FOMC

Kommuniziert seit	Wortlaut der zukunftsgerichteten Hinweise
Stufe 1: unbestimmte Dauer	
16. Dez. 2008	»exceptionally low levels of the federal funds rate for some time«
18. Mrz. 2009	»exceptionally low levels of the federal funds rate for an extended period«
Stufe 2: bestimmte Dauer	
9. Aug. 2011	»exceptionally low levels for the federal funds rate at least through mid-2013«
25. Jan. 2012	»exceptionally low levels for the federal funds rate at least through late 2014«
13. Sep. 2012	»exceptionally low levels for the federal funds rate are likely to be warranted at least through mid-2015«
Stufe 3: zustandsabhängige Dauer mit expliziten Schwellenwerten	
12. Dez. 2012	»the Committee (...) currently anticipates that this exceptionally low range for the federal funds rate will be appropriate at least as long as the unemployment rate remains above 6-1/2 percent, inflation between one and two years ahead is projected to be no more than a half percentage point above the Committee's 2 percent longer-run goal, and longer-term inflation expectations continue to be well anchored«

Quelle: FOMC, Presseerklärungen.

mittee, kurz FOMC), wenngleich die Art und Weise der Festlegung auf die zu erwartende Dauer der Nullzinspolitik sich über die Zeit hinweg veränderte. Anfangs kündigte das FOMC – ähnlich wie der EZB-Rat seit Juli 2013 – an, dass die Federal Funds Rate für einen unbestimmten Zeitraum (»for some time« oder »for an extended period«) auf dem derzeit niedrigen Niveau von 0 bis 0,25% bleiben wird (Stufe 1 in Tab. 1). Dies änderte sich mit der Entscheidung vom 9. August 2011, als das FOMC in seiner Kommunikation erstmals explizit einen bestimmten Zeitpunkt für das früheste Ende der Niedrigzinspolitik festlegte (Stufe 2 in Tab. 1). In den darauf folgenden Monaten wurde dieser Zeitpunkt immer weiter in die Zukunft verschoben, bis am 12. Dezember 2012 der letzte Wechsel in der Kommunikationsstrategie vorgenommen wurde. Seither wird das Ende der Niedrigzinspolitik konditional festgelegt und Zinserhöhung solange ausgeschlossen, bis die Arbeitslosenquote und die Inflationsprognose bestimmte Schwellenwerte nicht unter- bzw. überschreiten (Stufe 3 in Tab. 1).

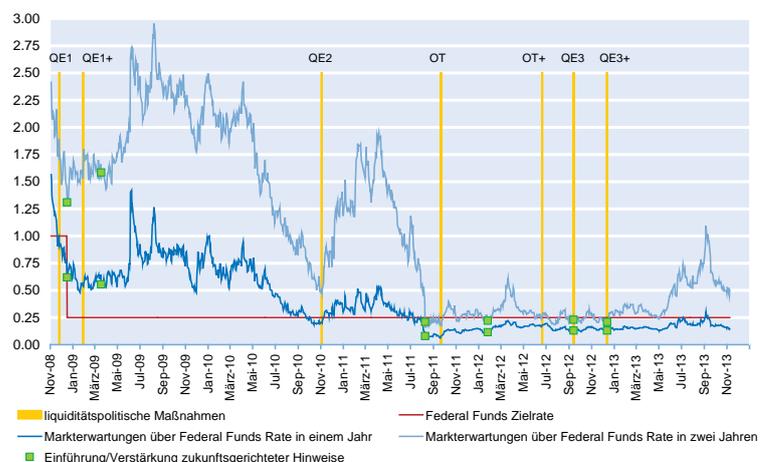
Zukunftsgerichtete Hinweise mit unbestimmter Dauer wenig effektiv

Die Effektivität der zukunftsgerichteten Hinweise des FOMC kann anhand der Erwartungen der Marktteilnehmer über den zukünftigen Pfad der Federal Funds Rate abgelesen werden. Abbildung 5 zeigt die aus den Preisen der Federal Funds Futures errechneten Erwartungen in einem und in zwei Jahren zusammen mit der Federal-Funds-Zielrate und den Zeitpunkten der FOMC-Sitzungen, an denen sich die Kommunikation, wie in Tabelle 1 beschrieben, wesentlich

geändert hat. Die Hinweise unbestimmter Dauer, die bis Mitte 2011 in den Presseverlautbarungen verkündet wurden, hatten keinen signifikanten Effekt auf die Leitzinservartungen. Die Marktteilnehmer gingen davon aus, dass die Federal Funds Rate bereits nach einem Jahr wieder über dem Korridor von 0 bis 0,25% liegen wird; in zwei Jahren wurden Leitzinsen deutlich über 1% erwartet.

Dass solche unbestimmten Hinweise nur einen geringen Einfluss auf die Markterwartungen haben, ist nicht weiter überraschend, da diese Form der Kommunikation kaum mehr

Abb. 5
Geldpolitische Maßnahmen des US-amerikanischen FOMC und Markterwartungen über die Federal Funds Rate



Anmerkung: Die Balken zeigen die Zeitpunkte, an denen umfangreiche liquiditätspolitische Maßnahmen durch das FOMC beschlossen und angekündigt wurden. QE steht für Quantitative Easing, also dem direkten Ankauf von Wertpapieren (Staatsanleihen und hypothekenbesicherte Wertpapiere) durch die Federal Reserve. OT steht für Operation Twist, also dem Erwerb von Staatsanleihen mit Laufzeiten über sechs Jahren und dem gleichzeitigen Verkauf von Anleihen mit Laufzeiten unter drei Jahren im selben Umfang. Ein »+« kennzeichnet die Verlängerung einer bereits bestehenden Maßnahme.

Quelle: Chicago Board of Trade; Federal Reserve; FOMC, Presseerklärungen.

Informationen an die Marktteilnehmer vermittelt als die ohnehin sehr ausführlichen Kommunikatións über die Zinsentscheidungen der meisten Zentralbanken (vgl. Bank of England 2013, S. 21). Während sich die Notenbanken bei der Verwendung unbestimmter Zeitangaben (»für einige Zeit«, »für längere Zeit«) nicht binden müssen und sich somit die Flexibilität erhalten, bei einer überraschenden Verbesserung des makroökonomischen Umfeldes die Leitzinsen wieder anzuheben, eröffnet sich allerdings gleichzeitig ein erheblicher Interpretationsspielraum für die Märkte, der zulasten der Effektivität der Maßnahme geht (vgl. Carney 2013).

Zukunftsgerichtete Hinweise mit bestimmter Dauer deutlich effektiver

Hinweise mit bestimmter Dauer sollten eine deutlich größere Wirkung mitsichbringen, da die Zentralbank eine wichtige Information bezüglich ihrer Einschätzung über die erwartete Dauer ihrer Niedrigzinspolitik preisgibt. So hat sich die Federal Reserve ab August 2011 über einen Zeitraum von mehr als zwei Jahren gebunden.

Abbildung 5 zeigt, dass sie damit erfolgreich die Markterwartungen über die Federal Funds Rate auf 0,25% oder darunter senken konnte. Bei der Beurteilung der Effektivität der Kommunikation ist es allerdings wichtig, dass sie nicht von anderen geldpolitischen Entscheidungen überlagert wurde, deren Ziel es ebenfalls war, längerfristige Kapitalmarktzinsen zu senken, und die deshalb eine eindeutige Identifikation der Ursachen des Rückgangs erschweren würden. Die Einführung der zeitabhängigen Hinweise im August 2011 erfolgte demnach bereits nach dem Auslaufen von Quantitative Easing 2 im Juni 2011 und sechs Wochen vor der erstmaligen Ankündigung der Operation Twist am 21. September 2011. Somit kann ein Großteil des signifikanten Rückgangs der Erwartungen über die Federal Funds Rate in zwei Jahren von über 1% Ende Juni 2011 auf 0,2% am 9. August 2011 auf die geänderte Kommunikation des FOMC zurückgeführt werden. Diese regelmäßige Bekanntgabe zeitabhängiger Hinweise wurde vom FOMC bis Ende 2012 fortgesetzt; die Zinserwartungen verharrten in dieser Zeit nahe der 0,25 Prozentmarke.

Die Steuerung der Zinserwartungen in den Vereinigten Staaten war erfolgreich, obwohl die seit August 2011 gewählte Kommunikation keine uneingeschränkte Bindung des FOMC implizierte. Die zeitabhängigen Hinweise waren jeweils an die Bedingung geknüpft, dass sich ex post die ökonomischen Rahmenbedingungen nicht wesentlich von jenen unterscheiden dürfen, die zum Zeitpunkt der Festlegung des frühesten Endes der Niedrigzinspolitik erwartet wurden. So wurden die zukunftsgerichteten Hinweise in der Regel mit folgender Formulierung eingeleitet: »the Committee anticipates that economic conditions are likely to warrant (...).« Insbesondere die Wahl des Wortes »antizipieren« deutet

auf eine Abschwächung der Bindung der Notenbank an den gewählten Wortlaut des zukunftsgerichteten Hinweises hin (vgl. Woodford 2013). Käme es bspw. zu einer wirtschaftlichen Entwicklung, die deutlich positiver ausfiele als ursprünglich angenommen, könnte dadurch eine Abweichung der Notenbank vom ursprünglich angekündigten Pfad, sprich eine frühere Zinsanhebung, gerechtfertigt werden.

Bei der Kommunikation bestimmter Zeitpunkte, bis zu denen die Zinsen nicht angehoben werden, besteht somit ein Konflikt zwischen Effektivität und Flexibilität der Maßnahme. Die konditionale Zinsbindung der Federal Reserve erklärt vermutlich, warum in der ersten Jahreshälfte 2012 die zweijährigen Zinserwartungen bei 0,5% lagen und die Märkte somit entgegen der Ankündigung der Federal Reserve von einer Leitzinsanhebung ausgingen (vgl. Woodford 2013). Dementsprechend sollte eine konditionale Zinsbindung einen geringeren Einfluss auf die Erwartungsbildung haben, da die Privaten mögliche Abweichungen vom Zinspfad antizipieren. Andererseits kann eine nicht konditionale Festlegung auf einen gewissen Zinssatz für einen bestimmten längeren Zeitraum nicht optimal sein, da eine unvorhergesehene Verbesserung des ökonomischen Umfeldes eine frühere Zinsanhebung erfordern könnte. Dieser Verlust des diskretionären Handlungsspielraums würde die Notenbank bei der Erreichung ihrer Stabilitätsziele einschränken (vgl. Issing 2013). Wenn die Zentralbank in einer solchen Situation die Zinsen dennoch früher anhebt als angekündigt, sich also zeitinkonsistent verhält, würde sie ihre Glaubwürdigkeit einbüßen und zukünftige nicht konditionale Ankündigungen über Zinsbindungen würden an Effektivität verlieren.

Zukunftsgerichtete Hinweise zustandsabhängiger Dauer mit expliziten Schwellenwerten als Alternative

Mit seiner Sitzung am 12. Dezember 2012 beendete das FOMC die Ankündigungen expliziter Zeitpunkte, bis zu denen die jeweils geltende Niedrigzinspolitik fortgeführt werden sollte. Als erste Zentralbank ging die Federal Reserve dazu über, die Dauer der Zinsbindung an explizit formulierten Schwellenwerten für die ökonomischen Rahmenbedingungen zu knüpfen. Konkret schloss sie eine Zinserhöhung so lange aus, wie die Arbeitslosenquote über 6,5% liegt, die ein- und zweijährigen Inflationsprognosen weniger als 0,5 Prozentpunkte über dem langfristigen 2%-Inflationsziel der Federal Reserve (also unter 2,5%) liegen und die langfristige Inflationserwartungen weiterhin verankert bleiben. Solche zustandsabhängigen Hinweise vermitteln relativ präzise Informationen über die Reaktionsfunktion der Zentralbank, insbesondere wenn Schwellenwerte für eine Zinsanhebung quantitativ festgelegt werden (vgl. Carney 2013). Im Gegensatz zu den zeitabhängigen Hinweisen werden bei dieser Form der Kommunikation Zinsänderungen abhängig von den ökonomischen Rahmenbedingungen gemacht. Dadurch kann die Zentralbank auf unerwartet positive Kon-

junktorentwicklungen mit einer vorgezogenen Zinserhöhung reagieren, ohne von einer vorher gemachten Ankündigung bezüglich eines Zeitpunktes abweichen zu müssen. Somit zeichnen sich zustandsabhängige Hinweise per Konstruktion durch Konditionalität aus und berauben die Zentralbank nicht ihrer Flexibilität.

Aussagen bezüglich der Effektivität des Kommunikationswechsels sind schwierig, da er zeitgleich mit der Ankündigung der Federal Reserve stattfand, ihre liquiditätspolitische Maßnahme Quantitative Easing 3 um den zeitlich unbefristeten Ankauf von längerfristigen Staatsanleihen im Umfang von monatlich 45 Mrd. US-Dollar zu erweitern. Da es ebenfalls das Ziel der Anleihekäufe ist, längerfristige Zinsen und damit die Erwartungen über zukünftige Kurzfristzinsen zu senken, fällt es schwer, die Effekte beider Maßnahmen voneinander zu trennen. Ungeachtet dessen kann festgehalten werden, dass die Märkte bis zur Anhörung Ben Bernankes am 22. Mai 2013 vor dem US-Kongress eine Leitzinsanhebung in den nächsten zwei Jahren ausschlossen (vgl. Abb. 5). Dies änderte sich erst mit dieser Anhörung, in der er eine Drosselung der Anleihekäufe im Rahmen des Quantitative Easing 3 in den nächsten Monaten erwog. Da eine solche Drosselung nur in Verbindung mit verbesserten Konjunkturaussichten erklärbar ist, kann auch aus diesem Anstieg der Zinserwartungen nicht auf die Ineffektivität der Kommunikationspolitik geschlossen werden. Vielmehr spiegelt sich darin die Erwartung wider, dass es in der zweiten Jahreshälfte 2015 zu einem ersten Zinsschritt kommen wird, weil unter anderem davon ausgegangen wird, dass sich die Arbeitslosenquote Mitte 2014 der 6,5 Prozentmarke und damit dem Schwellenwert der Federal Reserve nähern wird (vgl. Kasten 2, Annahmen zur Prognose).

Um die Bedeutung dieses Kommunikationswechsels zu verstehen, muss zunächst erörtert werden, welche Information das FOMC preisgibt. Die Variablen, für die sie Schwellenwerte veröffentlicht, sind allesamt als Ziele der Geldpolitik im Federal Reserve Act definiert. Danach ist es u.a. das Mandat der Federal Reserve, einen hohen Beschäftigungsstand und Preisniveaustabilität zu gewährleisten. Das Ziel der Preisniveaustabilität wurde im Januar 2012 erstmals quantifiziert als langfristiger Anstieg des Deflators für private Konsumausgaben (»Personal Consumption Expenditure«, kurz PCE) in Höhe von 2%. Dass die Federal Reserve bei ihren Zinsentscheidungen auch gewisse Zielwerte der Arbeitslosenquote im Blick hatte, ist nicht nur aus ökonomischer Sicht sinnvoll, sondern lässt sich auch empirisch belegen. Schätzungen einer Reaktionsfunktion zeigen, dass die Federal Reserve in den zwei Jahrzehnten vor Ausbruch der Finanzkrise ihre Zinsen nicht nur änderte, wenn Inflationserwartungen vom Inflationsziel abwichen, sondern auch wenn es zu Abweichungen der tatsächlichen von der inflationsstabilen Arbeitslosenquote kam (vgl. Kasten 2). Bei der inflationsstabilen Arbeitslosenquote handelt es sich da-

bei um eine Schätzung der Arbeitslosenquote, die die Zentralbank ansteuern müsste, damit sich die Inflationsrate bei Abwesenheit von Schocks nicht verändert und ihrem Zielwert entspricht.

Neu an der Kommunikationspolitik ist, dass das FOMC Schwellenwerte für die Inflationsprognosen und die Arbeitslosenquote bekanntgibt, ab dem die derzeitige Nullzinspolitik aufgegeben wird. In normalen Zeiten (ohne bindende Nullzinsgrenze und unkonventionelle Maßnahmen) können die aktuelle Zinspolitik und zukünftige Zinsschritte mit Hilfe der Reaktionsfunktion bewertet bzw. prognostiziert werden. So zeigt Abbildung 6, dass die Federal Funds Rate im dritten Quartal 2012 in etwa dem Zins entsprach, der auf Basis der oben beschriebenen Reaktionsfunktion angemessen erschien. Im vierten Quartal 2012 hätte ein nach historischem Vorkrisenmuster handelndes FOMC bereits eine erste Leitzinserhöhung vorgenommen. Zu diesem Zeitpunkt lagen die Arbeitslosenquote bei 7,8% und die einjährigen Inflationserwartungen bei 2,2%, und damit über bzw. unter den vom FOMC Ende 2012 kommunizierten Schwellenwerten. Eine weitere Fortschreibung der Federal Funds Rate anhand der Reaktionsfunktion bis Ende 2014 ergäbe auf Basis der Projektionen der Federal Reserve für die Arbeitslosenquote und die Inflationserwartungen einen Zins in Höhe von 2,5%.

Somit kann die Einführung zustandsabhängiger Hinweise mit expliziten Schwellenwerten als Versuch der Notenbank interpretiert werden, den Märkten zu vermitteln, dass die Leitzinsen länger niedrig (d.h. nahe 0%) bleiben, als von der geldpolitischen Reaktionsfunktion angezeigt. Diese Sichtweise wird auch durch die folgende Passage in der Presseerklärung des FOMC vom 12. Dezember 2012 unterstützt: »the Committee expects that a highly accommodative stance of monetary policy will remain appropriate for a considerable time after (...) the economic recovery strengthens«. Aus theoretischer Sicht ist ein solches Verhalten durchaus optimal. Da durch die Nullzinsgrenze die kurzfristigen Nominalzinsen nicht weit genug sinken können, ist auch der Einfluss der Zentralbank auf die für realwirtschaftliche Konsum- und Investitionsentscheidungen relevanten Langfristzinsen beschränkt. Da die langfristigen Zinsen gemäß der Erwartungshypothese den Durchschnitt der abdiskontierten erwarteten zukünftigen Kurzfristzinsen widerspiegeln, kann diese durch die Nullzinsgrenze auferlegte Beschränkung gelockert oder gar ausgeglichen werden, wenn die Zentralbank glaubhaft vermitteln kann, die Kurzfristzinsen länger als üblich niedrig zu halten (vgl. Eggertsson und Woodford 2003).

Allerdings wird an dieser Stelle wiederum das Zeitinkonsistenzproblem zukunftsgerichteter Hinweise offenbar. Während die Ankündigung, die Zinsen über den üblichen Zeitpunkt hinaus niedrig zu halten, in Zeiten bindender Nullzinsschranken durchaus optimal ist, stellt sich die Frage, wa-

Kasten 2**Schätzung einer Reaktionsfunktion für die Federal Reserve**

Die Prognose des Zinspfades bis Ende 2014 erfolgt auf Basis einer geschätzten Reaktionsfunktion für die Federal Reserve. Nach dieser Reaktionsfunktion verändert die Zentralbank die Federal Funds Rate i_t , wenn es zu Abweichungen der aktuellen Arbeitslosenquote u_t von der inflationsstabilen Arbeitslosenquote u_t^* und der einjährigen Inflationserwartungen $E_t\pi_{t+4}$ vom Inflationsziel π_t^* kommt.¹ Entsprechen die Inflationserwartungen und die Arbeitslosenquote den jeweiligen Zielwerten, setzt die Zentralbank die Federal Funds Rate gleich dem neutralen Nominalzins, der sich als Summe aus dem neutralen Realzins und dem Inflationsziel errechnet. Der neutrale Realzins wird in der Reaktionsfunktion mit Hilfe der Veränderungsrate des Produktionspotenzials $(Y_t^* - Y_{t-1}^*)/Y_{t-1}^*$ (der sog. Potenzialrate) approximiert.

Die Schätzungen zur inflationsstabilen Arbeitslosenquote und der Potenzialrate werden vom Congressional Budget Office (CBO) vorgenommen und ergeben am aktuellen Rand eine inflationsstabile Arbeitslosenquote von knapp 6% und eine Potenzialrate von etwas weniger als 2%. Leider können in der Reaktionsfunktion nicht die Inflationserwartungen auf Basis des PCE-Deflators berücksichtigt werden, da dafür keine ausreichend langen Zeitreihen zur Verfügung stehen. Deshalb soll an ihrer Stelle die Inflation auf Basis des Verbraucherpreisindex (VPI) verwendet werden. Im Rahmen des vierteljährlichen Survey of Professional Forecasters der Federal Reserve Bank of Philadelphia werden die erwartete VPI-Inflationsrate in einem Jahr und die langfristigen VPI-Inflationserwartungen erhoben. Die langfristigen VPI-Inflationserwartungen, die aktuell bei etwa 2,3% liegen, dienen als Näherungsvariable für das Inflationsziel der Federal Reserve. Dies ist zwar um 0,3 Prozentpunkte höher als das Anfang 2012 quantifizierte PCE-Inflationsziel der Federal Reserve; diese Differenz entspricht aber dem durchschnittlichen Aufschlag der VPI-Inflationsrate auf die PCE-Inflationsrate in den letzten zehn Jahren.

Der Schätzzeitraum erstreckt sich vom ersten Quartal 1987 bis zum zweiten Quartal 2007. Dieses Ende des Stützzeitraums wurde gewählt, um eine Reaktionsfunktion der Federal Reserve zu erhalten, die für eine weitgehend normale Periode (ohne bindende Nullzinsgrenze und ohne unkonventionelle Maßnahmen) repräsentativ ist. Die GMM-Schätzung² ergab folgendes Ergebnis:

$$i_t = 0,43 i_{t-1} + 0,57 \left[0,67 \left(\frac{Y_t^* - Y_{t-1}^*}{Y_{t-1}^*} \right) + \pi_t^* + 1,27 (E_t \pi_{t+4} - \pi_t^*) - 1,53 (u_t - u_t^*) \right] + v_t$$

$v_t = 0,91 v_{t-1} + \varepsilon_t$

Für die Prognose ab dem dritten Quartal 2007 bis zum aktuellen Rand wurden tatsächliche Realisationen bzw. ex post Schätzungen der Variablen auf der rechten Seite der Schätzgleichung eingesetzt. Für den Zeitraum ab dem dritten Quartal 2013 wurden folgende Annahmen getroffen:

- 1) Die inflationsstabile Arbeitslosenquote und die Potenzialrate entwickeln sich bis Ende 2014 wie vom CBO geschätzt; demnach fällt die inflationsstabile Arbeitslosenquote auf 5,7%, die Potenzialrate steigt allmählich auf 2%.
- 2) Die tatsächliche Arbeitslosenquote sinkt um 0,2 Prozentpunkte pro Quartal und erreicht Ende 2014 einen Wert von 6,3%; der Jahresdurchschnitt 2014 liegt bei 6,6% und entspricht damit der mittleren Prognose der Federal Reserve.³
- 3) Die einjährigen Inflationserwartungen liegen ab dem ersten Quartal 2014 bei konstant 2,1%; für die erwartete Inflationsrate 2015 ergibt sich damit ein Wert von 2,1%, der um 0,3 Prozentpunkte nach oben korrigierten mittleren Prognose der Federal Reserve für die PCE-Inflationsrate entspricht.

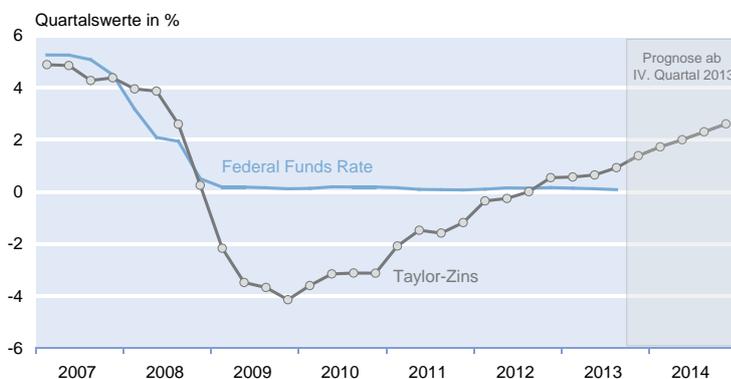
¹ Das Modell wird mit Quartalsdaten geschätzt. Deshalb bezeichnet die Variable $E_t\pi_{t+4}$ die Erwartungen im Quartal t über die Inflationsrate π in $t+4$ Quartalen.

² Ein Test auf Gültigkeit der überidentifizierenden Restriktionen (Hansen-J-Test) kann nur mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 20% abgelehnt werden. Daraus kann geschlossen werden, dass die gewählten Instrumente mit hoher Wahrscheinlichkeit die wichtige Eigenschaft der Exogenität erfüllen.

³ Die Prognosen der Federal Reserve werden vierteljährlich in Form einer Verteilung der einzelnen Projektionen der Mitglieder des Federal Reserve Board und der zwölf Federal Reserve Bank Präsidenten veröffentlicht. Die jüngste Prognose stammt vom 18. September 2013.

rum eine Zentralbank, nachdem ein positiver Zins gemäß geldpolitischer Regel wieder angemessen wäre, nicht von ihrer ursprünglichen Ankündigung abweichen und die Leitzinsen früher als geplant anheben sollte. Immerhin birgt eine längere Phase, in der der tatsächliche Leitzins niedriger als der konjunkturell angemessene ist, die Gefahr einer inflationären Überhitzung und kann als bewusste Abweichung der Zentralbank von ihrem Inflationsziel interpretiert werden. Nutzt die Zentralbank hingegen die diskretionäre Politikoption und täuscht die privaten Akteure durch eine vorgezogene Zinsanhebung, besteht die Gefahr eines Glaubwürdigkeitsverlusts der Zentralbank. Im Falle eines abermaligen

Erreichens der Nullzinsschranke würde sich die Ankündigung einer anhaltend expansiven Zinspolitik als unglaubwürdig entlarven und die zukunftsgerichteten Hinweise würden keine Wirkung entfalten. Darüber hinaus kann sich dieser Glaubwürdigkeitsverlust auf andere Bereiche übertragen, bspw. die Glaubwürdigkeit im Hinblick auf das Ziel der Preisstabilität. Im Zusammenhang mit außergewöhnlichen Politikmaßnahmen stellt sich jedoch die Frage, ob der drohende Glaubwürdigkeitsverlust nicht durch die Aussicht auf den Erfolg der Maßnahme hingenommen werden kann, da ein wiederholter Einsatz dieses Kommunikationsinstruments ohnehin nicht sehr wahrscheinlich ist.

Abb. 6**Tatsächliche und prognostizierte Federal Funds Rate**

Quelle: Congressional Budget Office; Federal Reserve Bank of Philadelphia; Bureau of Labor Statistics; Berechnungen des Autors.

Schlussfolgerungen für die künftige Geldpolitik der EZB

Die aktuelle konjunkturelle Lage im Euroraum sowie die erwartete Entwicklung in den kommenden beiden Jahren erfordern eine Fortsetzung der expansiven Zinspolitik der EZB und würden sogar für weitere Leitzinssenkungen sprechen. Der im Mai dieses Jahres einsetzende Anstieg der Zinserwartungen und damit einhergehend der Kapitalmarktzinsen steht dieser notwendigen geldpolitischen Expansion im Wege. Die Instrumente der EZB sind jedoch aufgrund der Nullzinsschranke nur noch begrenzt. Mit der jüngsten Leitzinssenkung auf 0,25% sind die Mittel der konventionellen Zinspolitik nahezu ausgeschöpft. Die Senkungen des Hauptrefinanzierungssatzes von insgesamt 0,75 Prozentpunkten, die die EZB zwischen Ende 2011 und Oktober 2013 vorgenommen hat, haben sich insgesamt als effektiv erwiesen. So gingen in diesem Zeitraum die Zinsen für neuvergebene Unternehmenskredite im Euroraum in etwa im selben Ausmaß zurück. Der Zinsschritt von Anfang November könnte somit einen zusätzlichen Impuls auslösen, dessen Ausmaß an der Nullzinsschranke allerdings nur noch gering sein dürfte.

Die EZB sollte angesichts dieser Situation nicht weiter zögern und neue geldpolitische Instrumente einsetzen, auch wenn diese nicht frei von Risiken sind. Die bislang von der EZB eingesetzte sehr schwache Form der Erwartungssteuerung mit Hinweisen unbestimmter Dauer konnte den deutlichen Anstieg der Zinserwartungen für den Euroraum, der sich vor allem zwischen Mai und September dieses Jahres vollzog, nicht bremsen. Wenn sich die konjunkturelle Entwicklung in den Vereinigten Staaten weiterhin von der im Euroraum abkoppelt und ein Ende der Nullzinspolitik seitens der Federal Reserve immer wahrscheinlicher wird, werden die Kapitalmarktzinsen weltweit ihren Anstieg fortsetzen. Zie-

hen die Kapitalmarktzinsen im Euroraum an, werden auch die Kreditzinsen über kurz oder lang folgen. Kommunikationspolitik in Form von expliziten Hinweisen zur Dauer der Zinspolitik ist eine Möglichkeit, um sich zumindest temporär vom internationalen Zinsverbund zu lösen (vgl. Bean 2013). Die Erfahrungen der Federal Reserve zeigen, dass diese Form der Kommunikation Markterwartungen über mehrere Jahre hinweg tatsächlich senken können.

Eine Möglichkeit, den Impuls der Zinssenkung auf die Kreditzinsen zu verstärken, wäre demnach ein Signal der EZB an die Geschäftsbanken, dass die Refinanzierungskosten ihres Kreditgeschäfts bis zu einem gewissen Zeitpunkt bzw. bis Erreichen gewisser Schwellenwerte auf diesem niedrigen Niveau

bleiben. Während die Implementierung zeitabhängiger Hinweise abgesehen von der Entscheidung über den Zeitpunkt keinerlei Umsetzungsprobleme mit sich bringt, müsste bei Einführung zustandsabhängiger Hinweise die Auswahl der Variablen, für die explizite Schwellenwerte festgelegt werden sollen, diskutiert werden. Wollte man dem Beispiel der Federal Reserve folgen und für die Arbeitslosenquote im Euroraum einen Schwellenwert festlegen, ergibt sich das Problem, dass diese Variable in der bisherigen Kommunikation der EZB nur eine untergeordnete Rolle gespielt hat, da eine niedrige Arbeitslosenquote kein explizites Ziel der EZB darstellt. Die Veröffentlichung von Schwellenwerten für die Inflationsprognose würde in diesem Zusammenhang keinen Bruch in der bisherigen Strategie darstellen. Bei Inflationsprognosen besteht allerdings das Problem, dass sie als Indikator nicht klar definiert sind und von der Zentralbank in der Regel selbst erstellt werden. Dies könnte die Effektivität der zukunftsgerichteten Hinweise einschränken, da der diskretionäre Handlungsspielraum der Zentralbank erheblich ausgeweitet werden würde.

Um die Wirkung der zukunftsgerichteten Hinweise zu verstärken, könnte die EZB erneut mehrjährige Tender mit Vollzuteilung durchführen. Anstatt die Verzinsung an den durchschnittlichen Hauptrefinanzierungssatz über die jeweilige Laufzeit des Refinanzierungsgeschäfts zu koppeln, sollte die EZB einen fixen Zins (entsprechend dem aktuellen Hauptrefinanzierungssatz) wählen. Dadurch würde die Glaubwürdigkeit der Zinsbindung erhöht, da die EZB der bloßen Ankündigung auch Taten folgen ließe und Refinanzierungsmittel über einen längeren Zeitraum zu einem gegebenen niedrigen Zins zur Verfügung stellen würde.

Allerdings müssen bei derlei Maßnahmen auch die Risiken bedacht werden. Die Übertragung der Zinssenkungen der EZB seit Dezember 2011 verlief sehr uneinheitlich und be-

wirkte den schwächsten (stärksten) Impuls dort, wo er eigentlich am nötigsten (gar nicht nötig) wäre. Solange die Probleme im Bankensektor der Krisenländer nicht grundlegend durch Rekapitalisierungen bzw. geordnete Abwicklungen gelöst werden, wird sich die unterschiedliche Wirkung der Geldpolitik fortsetzen. In den Nichtkrisenländern birgt die Fortsetzung der Niedrigzinspolitik die Gefahr, zu Überhitzungen und Blasen zu führen. Somit könnte eine Entwicklung in den Nichtkrisenländern einsetzen, die ähnlich zu jener in den Krisenländern während der Anfangsjahre der Währungsunion ist. Umso wichtiger ist es, dass die einheitlichen geldpolitischen Maßnahmen von länderspezifischen Stabilisierungsinstrumenten, wie etwa finanzpolitischen oder makroprudenziellen Maßnahmen, begleitet werden (vgl. Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose 2013, S. 52 ff.). Darüber hinaus gibt es auch die berechtigte Sorge, dass die EZB mit der langanhaltenden Niedrigzinspolitik (verbunden mit der drastischen Absenkung der Sicherheitserfordernisse für Refinanzierungskredite und der Verlängerung der Laufzeiten der Refinanzierungskredite) die Kapitalmärkte unterbietet (vgl. Sinn und Wollmershäuser 2012). Die Bereitstellung von Finanzierungsmitteln zu den Bedingungen der EZB kann von den Märkten nicht gewährleistet werden, so dass die EZB die Fragmentierung der Kapitalmärkte im Euroraum eher fördert, anstatt sie zu bekämpfen.

Literatur

Bank of England (2013), »Monetary Policy Trade-offs and Forward Guidance«, August.

Bean, Ch. (2013), »Global Aspects of Unconventional Monetary Policies«, Panel Remarks Given at the Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Policy Symposium, Jackson Hole, Wyoming, 24. August.

Carney, M. (2013), »Monetary Policy after the Fall«, Eric J. Hanson Memorial Lecture University of Alberta, 1. Mai.

Cœuré, B. (2013), »The Usefulness of Forward Guidance«, Rede vom 26. September.

Eggertsson, G.B. und M. Woodford (2003), »The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy«, *Brookings Papers on Economic Activity* (1), 139–211.

English, W., W. Nelson und B. Sack (2003), »Interpreting the Significance of the Lagged Interest Rate in Estimated Monetary Policy Rules«, *Contributions to Macroeconomics* 3(1), Artikel 5.

Europäische Zentralbank (2013), »Zukunftsgerichtete Hinweise des EZB-Rats zu den EZB-Leitzinsen«, *Monatsbericht* Juli, Frankfurt am Main.

Issing, O. (2013), »A New Paradigm for Monetary Policy?«, CFS Working Paper Nr. 2013/02.

Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose (2008), *Folgen der US-Immobilienkrise belasten Konjunktur*, *Gemeinschaftsdiagnose Frühjahr 2008*, Kiel.

Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose (2013), *Deutsche Konjunktur erholt sich – Wirtschaftspolitik stärker an der langen Frist ausrichten*, *Gemeinschaftsdiagnose Frühjahr 2013*, Halle (Saale).

Rudebusch, G. (2002), »Term Structure Evidence on Interest Rate Smoothing and Monetary Policy Inertia«, *Journal of Monetary Economics* 49(6), 1161–1187.

Sack, B. und V. Wieland (2000), »Interest-Rate Smoothing and Optimal Monetary Policy: A Review of Recent Empirical Evidence«, *Journal of Economics and Business* 52(1–2), 205–228.

Sauer, S. und J.-E. Sturm (2007), »Using Taylor Rules to Understand European Central Bank Monetary Policy«, *German Economic Review* 8(8), 375–398.

Sinn, H.-W. und T. Wollmershäuser (2012), »Target Loans, Current Account Balances and Capital Flows: The ECB's Rescue Facility«, *International Tax and Public Finance* 19(4), 468–508.

Spiegel Online (2013), »EZB-Direktor: Asmussen spricht von Niedrigstzins für mehr als ein Jahr«, Meldung vom 9. Juli 2013, online verfügbar unter: <http://www.spiegel.de/wirtschaft/soziales/ezb-direktor-asmussen-erwartet-niedrigstzins-fuer-mehr-als-ein-jahr-a-910301.html>, aufgerufen am 7. November 2013.

Sturm, J.E. und T. Wollmershäuser (2008), »The Stress of Having a Single Monetary Policy in Europe«, CESifo Working Paper Nr. 2251.

Taylor, J.B. (1993), »Discretion versus Policy Rules in Practice«, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, 195–214.

Woodford, M. (2013), »Forward Guidance by Inflation-Targeting Central Banks«, CEPR Discussion Paper Nr. 9722.

Zur Kreditsituation in Deutschland

Im vorliegenden Kasten soll untersucht werden, ob die Finanzkrise in den vergangenen Monaten einen Einfluss auf die Entwicklungen des Kreditvolumens und -zins in Deutschland hatte, der über den üblichen konjunkturellen Verlauf hinausging. Während Banken in konjunkturellen Schwächephasen aufgrund der zunehmenden Kreditausfallrisiken ihr Kreditangebot üblicherweise reduzieren, könnte als unmittelbare Folge der Finanzkrise vermutet werden, dass das deutsche Bankensystem wegen der hohen Abschreibungen und der niedrigen Eigenkapitalquoten die Kreditversorgung zusätzlich einschränkt. In einem solchen Fall würde das Bankensystem zu einer Verstärkung oder Verlängerung der Rezession beitragen.

Um das Zusammenspiel von Kreditzinsen und Kreditvolumen zu untersuchen, wurde ein vektorautoregressives Modell über den Zeitraum von Januar 2003 bis August 2008 geschätzt. Neben den beiden endogenen Variablen Kreditzins und logarithmiertes Kreditvolumen wurden die logarithmierte Industrieproduktion (ohne Bau) und der Hauptrefinanzierungssatz als exogene Variable ins Modell aufgenommen. Bei allen Variablen wurden neben der aktuellen Realisation vier Verzögerungen bei der Schätzung berücksichtigt. Die Kreditreihen stammen aus der EWU-Zinsstatistik der Deutschen Bundesbank und beziehen sich auf das Volumen bestehender Kredite deutscher Banken an nichtfinanzielle Kapitalgesellschaften und der dazugehörigen durchschnittlichen (volumengewichteten) Effektivzinssätze. Auch die Industrieproduktion und der Hauptrefinanzierungssatz der EZB wurden aus der Datenbank der Deutschen Bundesbank entnommen.

Das Ende des Schätzzeitraums wurde so gewählt, dass der aktuelle Zinssenkungszyklus der EZB, der im September 2008 einsetzte, von der Schätzung des Modells ausgeschlossen wurde. Auf Basis des geschätzten Modells wurde dann eine Prognose für die Entwicklung des Kreditvolumens und des Kreditzinses für den Zeitraum September 2008 bis April 2009 erstellt, unter der Annahme, dass die Entwicklung des Hauptrefinanzierungssatzes und der Industrieproduktion im Prognosezeitraum der tatsächlichen Entwicklung entspricht. Bei diesem Schätzansatz können somit keine Kausalitäten untersucht werden, da insbesondere Rückwirkungen der Kreditvariablen auf die realwirtschaftliche Aktivität per Annahme ausgeschlossen wurden. Vielmehr soll überprüft werden, ob sich die dynamischen Korrelationen zwischen den Notenbankzinsen und der Industrieproduktion auf der einen Seite und den Kreditvariablen auf der anderen Seite, die in der Vergangenheit beobachtet wurden, aufgrund der Finanzkrise verändert haben.

Das Ergebnis der Prognose zeigt Abb. 2.11. Verglichen mit dem historischen Muster fällt der Rückgang der Kreditzinsen beim unterstellten Verlauf des Hauptrefinanzierungssatzes und der Industrieproduktion deutlich stärker aus. Die Prognose auf Basis des Modells hätte einen Zins in Höhe 5,1% im April 2009 ergeben; tatsächlich aber sanken die durchschnittlichen Zinsen für Unternehmenskredite auf 4,3%. Die Zinssenkungen der EZB wurden durch die deutschen Banken also stärker weitergegeben als dies in der Vergangenheit der Fall war. Entsprechend fiel auch die Abschwächung bei der Veränderung des Kreditvolumens geringer aus als vom Modell prognostiziert. Während das tatsächliche Kreditvolumen erstmals im Februar geringfügig um 0,2% gegenüber dem Vormonat sank, hätte eine Fortschreibung des historischen Zusammenspiels der Variablen einen deutlich stärkeren Rückgang um 0,7% bereits im Januar erwarten lassen.

Die Schätzungen zeigen, dass die Kreditvergabepraxis deutscher Banken nicht grundlegend restriktiver ausgestaltet ist, als dies in der Vergangenheit in einer ähnlichen konjunkturellen Situation der Fall gewesen wäre. Natürlich ist in dem kurzen Schätzzeitraum, der der Untersuchung zugrunde liegt, weder eine Finanzkrise noch ein vergleichbarer konjunktureller Einbruch enthalten. Umso mehr überrascht die starke Weitergabe der Zinssenkungen und der moderate Rückgang des Kreditvolumens.^{a)} Aber auch andere Indikatoren liefern keine Hinweise für eine um konjunkturelle Einflüsse bereinigte Kreditsituation, die durch eine ausgesprochene angebotsseitige Zurückhaltung gekennzeichnet ist. Zwar geben im Rahmen von Umfragen sowohl die Unternehmen einen zunehmend restriktiveren Zugang zu Krediten (ifo Kredithürde) als auch die Banken eine zunehmende Verschärfung der Kreditstandards seit 2008 an (vgl. Abb. 2.12). Allerdings liegen beide Indikatoren immer noch unter ihrem Niveau von 2003, einem Jahr, in dem die Verlaufsdaten der Industrieproduktion ebenfalls über mehrere Monate negativ waren und die EZB den Hauptrefinanzierungssatz auf ein aus damaliger Sicht historisch niedriges Niveau von 2% senkte. Eine einfache konjunkturelle Bereinigung der ifo Kredithürde kann vorgenommen werden, indem man sich nur auf den Teil Unternehmen im verarbeitenden Gewerbe beschränkt, die angeben, die Kreditvergabe sei restriktiv, obwohl sie ihre Geschäftslage als gut einschätzen. Seit Jahresanfang liegt der Anteil dieser Unternehmen bei etwas mehr als 2%, und damit so niedrig wie nie zuvor.^{b)}

Um zu einer Abschätzung der Entwicklung am aktuellen Rand und im Prognosezeitraum zu gelangen, wurde das ökonometrische Modell über den gesamten Zeitraum geschätzt, für den Kreditzinsen und -volumina zur Verfügung stehen, und für die restlichen Monate dieses Jahres eine Prognose durchgeführt. Abb. 2.11 zeigt, dass sich der Rückgang der Kreditzinsen fortsetzen dürfte und dass sie sich am Jahresende bei knapp unter 3% befinden dürften. Der Rückgang beim Kreditvolumen dürfte sich stark beschleunigen, denn nach unseren Schätzungen schlägt der Einbruch der realwirtschaftlichen Aktivität erst mit einer Verzögerung von einigen Monaten auf den Bestand an Unternehmenskrediten durch.

Gleichwohl sollte diese Analyse nicht den Eindruck vermitteln, dass die Finanzkrise bereits überstanden ist. Dass sich bislang keine nennenswerten Auswirkungen auf die Kreditsituation zeigten, kann zweierlei Gründe haben. Zum einen sind Schätzungen zufolge bis Februar 2009 nicht mehr als 27,5% der insgesamt zu erwartenden Abschreibungen auf toxische Vermögenspositionen in den Bankbilanzen realisiert worden. So gesehen steht die Welt im Jahr 2009 nicht am Ende, sondern am Beginn der heißen Phase ihrer Finanzkrise.^{c)} Zum anderen konnten offenbar die bisherigen Verluste beim Eigenkapitalbestand, die infolge der bereits realisierten Abschreibungen zu Buche schlugen, durch die massiven staatlichen Interventionen zumindest teilweise ausgeglichen werden, so dass eine flächendeckende Verknappung des Kreditangebots, die über das konjunkturell Übliche hinausgeht, bislang verhindert werden konnte. Für den Prognosezeitraum ist jedoch davon auszugehen, dass sich die Kreditsituation – wie beschrieben – nicht nur verschlechtern wird, sondern dass es auch lange dauern wird, bis der Bankensektor die Kreditvergabe wieder ausweiten wird. Für den weiteren Konjunkturverlauf hat diese Verknappung des Kreditangebots insbesondere dann Konsequenzen, wenn die Kreditnachfrage z.B. aufgrund einer anziehenden Weltkonjunktur wieder anspricht und nicht im vollen Umfang bedient werden kann. Empirische Studien belegen, dass Rezessionen, die mit Banken Krisen verbunden waren, im Vergleich zu normalen Rezessionen deutlich gravierender ausfielen und sich über einen längeren Zeitraum hinzogen.^{d)} Für Deutschland scheint dies daher gegenwärtig das relevante Szenario zu sein.

^{a)} Zu einem ähnlichen Ergebnis kommt die Deutsche Bundesbank im Monatsbericht Mai 2009.

^{b)} Bei der Interpretation dieser Kurve muss allerdings berücksichtigt werden, dass sie auf Basis einer nur geringen Anzahl von Unternehmensnennungen berechnet wurde. Die Anzahl der Unternehmen, die eine gute Geschäftslage aufweisen und dennoch die Kreditvergabebedingungen als restriktiv empfinden liegt in der Regel unter 100 (bei durchschnittlich über 2000 Antworten auf die Frage nach den Kreditvergabebedingungen im verarbeitenden Gewerbe). Im Mai 2009 lag diese Anzahl bei lediglich 57.

^{c)} Vgl. H.-W. Sinn, *Kasino-Kapitalismus – Wie es zur Finanzkrise kam, und was jetzt zu tun ist*, Econ, Berlin 2009.

^{d)} Vgl. Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose, *Im Sog der Weltrezession – Gemeinschaftsdiagnose Frühjahr 2009*, Essen 2009.

Abb. 2.11
Kreditzinsen und Kreditvolumen

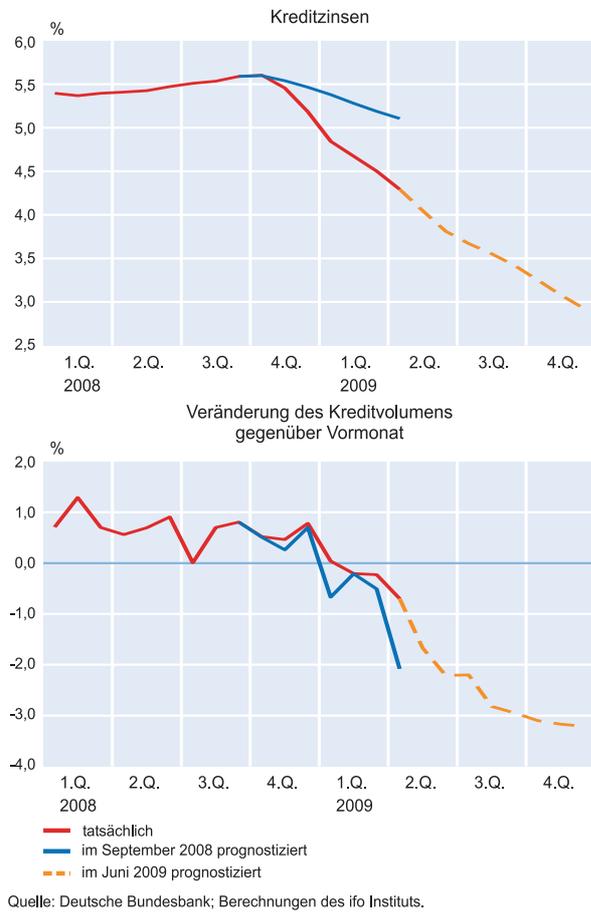
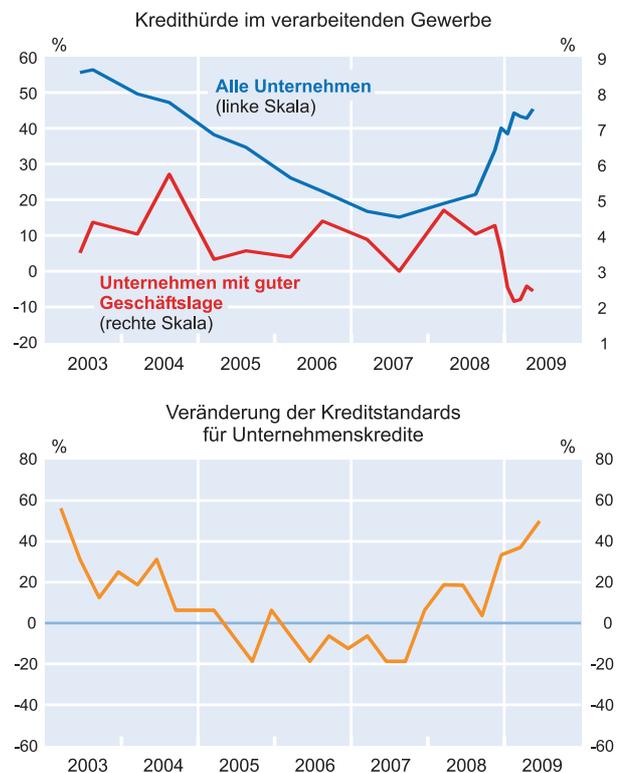


Abb. 2.12
Kredithürde und Kreditstandards



Ob und in welchem Maße Deutschland von der Mitgliedschaft in der europäischen Währungsunion profitiert, ist angesichts der Eurokrise und der daraus erwachsenden Risiken von aktuellem Interesse. In einer jüngst veröffentlichten Studie im Auftrag der Bertelsmann Stiftung gelangt die Prognos AG zu dem Fazit, dass Deutschland erhebliche Vorteile durch den Euro hat.¹ Um dies zu zeigen, prognostizieren die Autoren der Studie die Entwicklung des deutschen Bruttoinlandsprodukts in den Jahren 2013 bis 2025 bei Verbleib in der Währungsunion und unter dem hypothetischen Szenario einer Wiedereinführung der D-Mark im Jahr 2013. Sie kommen zu dem Ergebnis, dass das Bruttoinlandsprodukt nach einer Rückkehr zu einer eigenen Währung pro Jahr um rund 0,5 Prozentpunkte langsamer expandieren würde als beim Verbleib im Euro. Summiert über den gesamten Prognosezeitraum errechnen die Verfasser daraus einen wirtschaftlichen Nutzen aus der Euro-Mitgliedschaft in Höhe von 1,2 Billionen Euro bzw. 14 000 Euro pro Einwohner. Dieser Vorteil überwiege auch dann, wenn es in Griechenland, Portugal, Spanien und Italien zu einem öffentlichen Schuldenschnitt von 60% käme, der die privaten Investoren sowie über die europäischen Rettungspakete direkt die deutschen Staatsfinanzen belaste. Eine Rückkehr zur D-Mark sei daher unter wirtschaftlichen Gesichtspunkten nicht zu empfehlen. Der folgende Beitrag setzt sich mit den Annahmen und den Ergebnissen der Studie kritisch auseinander.

Vor- und Nachteile des Euro in der Literatur

Aus wirtschaftswissenschaftlicher Perspektive überrascht die Eindeutigkeit des Ergebnisses. Denn das Ausmaß der Vor- und Nachteile einer Währungsunion wurde vor und nach Einführung des Euro in der einschlägigen Literatur kontrovers diskutiert. Zu den Pluspunkten zählen die Effizienz- und Wachstumsgewinne, die aus dem Wegfall der bei flexiblen Wechselkursen anfallenden Umtausch- und Absicherungskosten sowie aus der Erhöhung der Preistransparenz resultieren. Gerade deutsche Urlauber und Exporteure profitieren davon ganz zweifellos, wenn auch das genaue Ausmaß nicht leicht zu quantifizieren ist. Auch könnten der grenzüberschreitende Handel und damit die wohlfahrtssteigernde internationale Arbeitsteilung zugenommen haben. Demgegenüber ist im Zuge der Eurokrise sehr deutlich geworden, dass mit der Fixierung des Wechselkurses ein wichtiges Instrument der wirtschaftlichen Anpassung aus der Hand gegeben wurde. Darüber hinaus ist die seinerzeit geäußerte Befürchtung, selbst gut gemeinte institutionelle Vorkehrungen wie der

Stabilitäts- und Wachstumspakt und die Nichtbeistandsklausel könnten einen Anstieg der öffentlichen Verschuldung nicht wirksam beschränken und eine Haftungsübernahme zwischen den Mitgliedsländern nicht verhindern, mittlerweile Realität. Und auch die Europäische Zentralbank interpretiert ihre Rolle neuerdings ganz anders als ursprünglich intendiert. Wiederum sind die – diesmal negativen – Auswirkungen auf die Entwicklung des wirtschaftlichen Wohlstands nur schwer zu messen. Denn sie erschöpfen sich nicht darin, dass infolge eines Schuldenschnitts einmalig Vermögenstransfers zwischen Ländern oder Akteuren (z.B. von Sparern zu Schuldnern) stattfinden. Mittelfristig viel bedeutsamer könnten die daraus abgeleiteten Erwartungs- und Anreizeffekte sein, die zu einer verzerrten Kapitalallokation führen und letztlich erhebliche Auswirkungen auf das Produktionspotenzial haben dürften. Schließlich ist zu fragen, ob der Boom-Bust-Zyklus der Krisenländer wirklich ein ökonomischer Sonderfall war oder ob er nicht doch Ausdruck des Problems ist, dass – bei gegebenen Barrieren für die Mobilität der Arbeitskräfte zwischen den Ländern – eine einheitliche Geldpolitik überfordert ist, wenn sie mit ganz unterschiedlichen nationalen Wirtschaftslagen konfrontiert wird. Sollte dies der Fall sein, so könnten vergleichbare

¹ Vgl. Michael Böhmer, Jan Limbers und Johann Weiß (2013), »Vorteile Deutschlands durch die Währungsunion – Szenarienrechnungen bis zum Jahr 2025«, Bertelsmann Stiftung.

Krisen erneut auftreten oder gar den Regelfall der Währungsunion darstellen.

Die Studie von Bertelsmann und Prognos

Eine Analyse, die ernsthaft die Vorteile Deutschlands aus dem Verbleib in der Währungsunion erweisen möchte, sollte all diese und weitere in der Literatur formulierte Punkte aufgreifen und sorgfältig diskutieren. Die Studie von Bertelsmann und Prognos beschränkt sich dagegen auf einzelne Aspekte. Durch Forschungsergebnisse begründet ist die dort getroffene Annahme, dass die Wiedereinführung der D-Mark zu höheren Transaktionskosten in Höhe von 0,5% des Bruttoinlandsprodukts führt.² Allerdings ist diese Setzung keineswegs unumstritten.³ Das gleiche gilt für die – in der Studie nicht weiter quantifizierte – Annahme, dass der Gewinnaufschlag der deutschen Unternehmen auf die Herstellungskosten im Euro niedriger ist als bei einer eigenständigen Währung, da Wechselkursschwankungen die internationale Preistransparenz reduzieren würden. Aus theoretischer Sicht ist dieser Zusammenhang alles andere als eindeutig, sondern hängt z.B. von den Preissetzungsstrategien der Firmen ab. Und empirische Untersuchungen kommen zu sehr unterschiedlichen Ergebnissen. Dies mag nicht verwundern, gingen doch die Vertiefung des europäischen Binnenmarkts und die Vorbereitungen zur Währungsunion Hand in Hand, und dies in einem Umfeld der Globalisierung, die ohnehin zu mehr Wettbewerb zwischen handelbaren Gütern führte, so dass es schwer fällt, den Effekt der Euroeinführung genau zu identifizieren. Zudem ist nicht klar, dass die Preistransparenz mit Wiedereinführung der D-Mark auf den Stand vor 1999 zurückkehrt.

Änderungen bei den Transaktionskosten und der Preistransparenz treten jedoch nur einmalig mit der hypothetischen Wiedereinführung der D-Mark auf und können die wirtschaftliche Entwicklung in Deutschland nur vorübergehend beeinflussen, bis sich ein neues Gleichgewichtsniveau eingependelt hat. Selbst wenn also die diskutierten Annahmen unstrittig wären, könnten sie keinen dauerhaften Effekt auf die Zuwachsraten des Bruttoinlandsprodukts besitzen. Auch eine einmalige Aufwertung der neuen D-Mark hätte – so schmerzlich sie kurzfristig für die Exportindustrie auch sein

mag – im vorliegenden Modellrahmen lediglich einen Niveaueffekt. Wenn die Studie von Bertelsmann und Prognos also findet, dass das deutsche Bruttoinlandsprodukt im Eurosenario dauerhaft um rund 0,5 Prozentpunkte schneller zunimmt als im Austrittsszenario, so liegt dies allein an der unterstellten mittelfristigen Wechselkursentwicklung.⁴ Es wird nämlich angenommen, dass der Euro trendmäßig real abwertet, während die Flexibilität der D-Mark bewirkt, dass der reale Wechselkurs Deutschlands nach einer anfänglichen schockartigen Aufwertung konstant bleibt. Die stetige Abwertung im Eurosenario erhöht fortwährend die preisliche Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Exportindustrie, stimuliert dadurch die Nachfrage des Auslands nach deutschen Gütern und letztlich auch die hiesige Produktion. Das wichtigste Ergebnis der Studie, dass Deutschland im Euro dauerhaft schneller wächst als nach einer Rückkehr zur D-Mark, entspringt also *ausschließlich* einer Annahme über die Entwicklung des realen Wechselkurses. Ein starker Beleg für die Vorteile der Währungsunion sieht anders aus.

Wohlstand durch Abwertung?

Darüber hinaus ist zu fragen, ob eine dauerhafte abwertungsbedingte Produktionsausweitung überhaupt wohlfahrtssteigernd wirkt. Zwar ist das der Prognose zugrunde liegende Weltwirtschaftsmodell VIEW der Prognos AG unveröffentlicht, weshalb dessen Transmissionsmechanismen und deren Plausibilität im Dunkeln bleiben. Es liegt aber nahe zu vermuten, dass die Abwertung und Verbesserung der preislichen Wettbewerbsfähigkeit anhaltend hohe deutsche Exportüberschüsse generieren. Damit wird die Entwicklung fortgeschrieben, die seit Einführung des Euro beobachtet werden konnte. Es ist jedoch schwerlich vorstellbar, dass eine Überwindung der Eurokrise gelingen kann, ohne dass es zu einer Verringerung der Handels- und Leistungsbilanzsalden im Euroraum kommt. Dies würde aber eine Verbesserung der preislichen Wettbewerbsfähigkeit der Krisenländer gegenüber Deutschland erfordern und damit eine stetige reale Aufwertung Deutschlands in der Währungsunion. Auch im Verhältnis zum außereuropäischen Ausland erscheint eine permanente reale Abwertung Deutschlands kaum vereinbar mit der Forderung nach einer Reduktion »globaler Ungleichgewichte«. Aus der internationalen Perspektive betrachtet, birgt das Eurosenario der Bertelsmann-Prognos-Studie daher erhebliche Risiken für die mittelfristige Wirtschaftsentwicklung. Es ist zudem nicht leicht nachzuvollziehen, warum sich im VIEW-Modell keine endogenen Anpassungsbewegungen in Deutschland oder bei den Handelspartnern einstellen, die in Richtung eines Saldenausgleichs wirken. Derartige Prozesse, z.B. bei der Lohn-

² Problematisch ist die Implementierung dieser Annahme im Prognosemodell der Prognos AG. Dort führen die höheren Transaktionskosten allein zu höheren Importpreisen, ohne die Exportpreise zu beeinflussen. Dadurch sinken die deutschen Terms of Trade. Implizit bedeutet dies, dass die »Technologie« für den Währungsumtausch und zur Absicherung gegen Wechselkursschwankungen lediglich im Ausland angeboten wird und die dafür eingesetzten Ressourcen der deutschen Volkswirtschaft entzogen werden.

³ So kommt Posen zu dem Schluss: »It seems that the euro has proven on net 'irrelevant' to real growth performance of large continental European economies«, vgl. Adam S. Posen (2007), »The Euro«, Peterson Institute for International Economics, Entry in the New Palgrave Dictionary of Economics, online verfügbar unter: www.iie.com/publications/papers/print.cfm?ResearchId=759&doc=pub, aufgerufen am 20. Mai 2013.

⁴ Diese Vermutung wurde in einer E-Mail-Korrespondenz mit einem der Autoren der Studie, Herrn Dr. Michael Böhmer, bestätigt, wofür wir ihm noch einmal herzlich danken.

und Preisfindung, mögen zwar sehr langsam sein, sie bis 2025 aber gänzlich auszublenzen, erscheint unplausibel.⁵

Auch aus deutscher Sicht ist keineswegs klar, warum – ausgehend von heute schon großen Exportüberschüssen – permanente Abwertungen wünschenswert sein sollten. Eine Perpetuierung der positiven Leistungsbilanzsalden impliziert nämlich, dass kontinuierlich deutsches Sparkapital ins Ausland fließt.⁶ Bei gegebener Sparquote reduziert dies die Investitionen im Inland und damit die mittelfristigen Wachstumsperspektiven. Darüber hinaus stellt sich die Frage, ob ein immer weiter steigendes deutsches Auslandsvermögen noch sicher und rentabel angelegt werden kann. So besteht bereits heute ein nicht unwesentlicher Teil der Ansprüche in Form von unrentablen und möglicherweise schwer rückholbaren Target2-Forderungen der Bundesbank gegenüber dem Eurosystem.

Noch problematischer an der Studie von Bertelsmann und Prognos ist, dass dort zur Bewertung einer abwertungsbedingter Produktionsausweitung allein die Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts herangezogen wird. Der Verweis auf höhere Wachstumsraten im Euroscenario genügt den Autoren als Beleg für die Vorteile eines Verbleibs in der Währungsunion. Dabei bleibt unberücksichtigt, dass eine reale Abwertung aus deutscher Sicht gleichbedeutend ist mit einer Verschlechterung des realen Tauschverhältnisses: Im Tausch für einen im Inland produzierten BMW erhält die deutsche Volkswirtschaft statt 100 nur noch, sagen wir, 90 im Ausland hergestellte iPhones. Dieser »Terms-of-Trade-Effekt« macht die deutschen Konsumenten für sich genommen ärmer. Da der BMW im Ausland nun »billiger« ist, steigen zwar die Nachfrage und damit Produktion und Einkommen in Deutschland. Diese Einkommen sind aber, ausgedrückt in Importgütern, weniger wert. Hinzu kommt, dass die zusätzlichen Einkommen als Kredit ans Ausland gegeben werden – nichts anderes sind nämlich die Leistungsbilanzüberschüsse. Dies legt nahe, dass die abwertungsbedingte Mehrproduktion per saldo ein schlechtes Geschäft für Deutsch-

land ist. Das gilt umso mehr, wenn damit zu rechnen wäre, dass ein Teil der Auslandskredite abgeschrieben werden muss. Die Eurokrise lehrt nun, dass genau dies geschieht, wenn es zu dauerhaft hohen Leistungsbilanzüberschüssen kommt. Eine sinnvolle Bewertung der Szenarien würde daher nicht auf einen Vergleich der Expansionsraten des Bruttoinlandsprodukts, sondern vielmehr auf den langfristigen Konsumpfad abstellen.⁷

Fehlende Risikoszenarien

Eine übliche Kritik an Fortschreibungen gerade mit Hilfe von eher traditionellen makroökonomischen Modellen – zu denen das VIEW-Modell offenbar zählt – setzt an der impliziten Annahme an, die Modellstruktur sei im gesamten Projektionszeitraum konstant. Diese Annahme ist problematisch, da wirtschaftspolitische Maßnahmen das Verhalten der privaten Akteure verändern können. Diese sogenannte Lucas-Kritik (nach dem Wirtschaftsnobelpreisträger Robert E. Lucas) ist immer dann besonders ernst zu nehmen, wenn die Wirtschaftspolitik erheblich von ihrem bisherigen Kurs abgewichen ist. Genau dies ist aber im Zuge der Eurokrise geschehen. So hat die Europäische Zentralbank (EZB) eine Fülle neuer Instrumente eingeführt. Es sei an dieser Stelle dahingestellt, ob dieser Politikwechsel gerechtfertigt war oder nicht – entscheidend ist die Tatsache, dass die Haushalte und Unternehmen mit einer anderen Geldpolitik konfrontiert sind, was ihr zukünftiges Verhalten verändern dürfte. So könnte es zu einer Entankerung der Inflationserwartungen kommen, wenn sich Erwartungen der privaten Akteure dahingehend verfestigen, dass die EZB in eine Politik der monetären Staatsfinanzierung eingeschwenkt ist oder dies im Projektionszeitraum tun wird.

Auch die europäische Finanz- und Wirtschaftspolitik hat in den zurückliegenden Jahren weitreichende Reformen hinter sich gebracht mit dem Ziel, den Stabilitätsgedanken in der Währungsunion erneut zu verankern. Indes ist ungewiss, ob dies auch gelingen wird. Ausnahmen bei den Konsolidierungserfordernissen für Frankreich und andere Länder verdeutlichen, wie schwer es fällt, den Worten auch Taten folgen zu lassen. Zudem wird derzeit unter dem Stichwort Bankenunion nicht nur um zukünftige Regulierungsfragen gerungen, sondern auch über Finanztransfers zwischen den Euroländern im Falle von Bankenpleiten. Auch hier ist der Ausgang offen. Insgesamt ist also unklar, wie sich die europäische Finanzpolitik in den kommenden Jahren verhalten wird. Umso schwerer ist es, die daraus resultierenden Erwartungs- und Verhaltenseffekte der privaten Akteure auch nur annähernd korrekt abzugreifen.

⁵ So sind die Löhne und Preise in den heutigen Krisenländern während der ersten Jahre der Währungsunion kräftig gestiegen, weil die am Euroraum-durchschnitt orientierten Leitzinsen für sie zu niedrig waren. Dieser Mechanismus könnte in den kommenden Jahren in Deutschland wirken. Angesichts der hierzulande überdurchschnittlich guten konjunkturellen Lage dürften die Leitzinsen auf absehbare Zeit für Deutschland zu niedrig bleiben. Die Erfahrung der vergangenen Jahre hat gelehrt, dass dies nicht nur übermäßige Lohn- und Preissteigerungen fördert, sondern auch das Entstehen spekulativer Blasen bei Vermögenseiteln wie Aktien und Immobilien begünstigt, deren Platzen mit erheblichen makroökonomischen Verwerfungen einhergehen kann.

⁶ Ein Motiv für Nettoauslandsinvestitionen kann darin bestehen, dass die alternde deutsche Gesellschaft Kapital in jüngeren, dynamischen Volkswirtschaften anlegt, um in den kommenden Jahrzehnten von den Früchten dieser Investitionen zu leben. Nach einer Studie des Sachverständigenrats dürfte der demographiebedingte Leistungsbilanzsaldo Deutschlands aber unter 1% des Bruttoinlandsprodukts liegen und mittelfristig nicht über 1,5% steigen. Insofern lässt sich ein anhaltend hoher Überschuss von derzeit rund 7% nicht durch demographische Überlegungen rechtfertigen. Vgl. Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2011), Herausforderungen des demografischen Wandels, Expertise im Auftrag der Bundesregierung, S. 50 ff.

⁷ Auch dies kann natürlich nur eine Näherung sein, da die gesellschaftliche Wohlfahrt von vielen Faktoren abhängt. So ist von zwei identischen Konsumpfaden derjenige vorzuziehen, der einen geringeren Arbeitseinsatz erfordert (z.B. mit einer 35-Stunden-Woche statt mit einer 40-Stunden-Woche).

All dies bedeutet nicht, dass makroökonomische Modellprojektionen nutzlos sind. Mathematische Modelle disziplinieren den Nutzer und legen die Annahmen und die Transmissionskanäle offen – zumindest wenn das Modell publiziert wird. Wenn aber die Wirtschaftspolitik dramatischen Änderungen unterworfen ist, besitzen traditionelle Modelle nur begrenzte Aussagekraft, die auf der Annahme der Strukturkonstanz basieren. Diese Einschränkung muss offengelegt und diskutiert werden. Um das Problem abzumildern, könnten Risikoszenarien verwendet werden, in denen untersucht wird, wie die privaten Akteure reagieren würden, wenn sich die Wirtschaftspolitik in einer bestimmten Weise verhält, also wenn z.B. die EZB den Weg der monetären Staatsfinanzierung verfolgt und die europäische Finanzpolitik dies nutzt, um die Konsolidierung zu verschleppen.⁸

Bedeutung der Abschreibungsverluste

Immerhin untersucht die Studie von Bertelsmann und Prognos im Rahmen eines einzelnen Risikoszenarios, in welchem Maße mögliche Forderungsausfälle gegenüber den hoch verschuldeten Staaten Griechenland, Portugal, Spanien und Italien die ansonsten diagnostizierten Vorteile eines Verbleibs in der Währungsunion schmälern könnten. Sie kommt dabei zu dem Ergebnis, dass selbst Staatspleiten in allen vier Ländern, die zu Abschreibungen von 60% der Staatsschulden führen, für Deutschland unproblematisch wären. Die Zuwachsraten des deutschen Bruttoinlandsprodukts würden, so die Studie, um wenige Hundertstel Prozentpunkte hinter dem Basisszenario ohne Schuldenschnitt zurückbleiben und die Arbeitslosenzahl würde um einige tausend Personen zunehmen.

Wiederum bleibt unklar, wie genau dieses Szenario im VIEW-Modell implementiert wurde. Die Ergebnisse sind aber, gelinde gesagt, überraschend. Denn es geht ja nicht um eine Staatsinsolvenz Griechenlands oder Portugals, die bei entsprechender Vorbereitung beherrschbar sein dürften, wie die zurückliegende Umschuldung der griechischen Verbindlichkeiten gezeigt hat. Schon damals konnte ein Zusammenbruch des griechischen Bankensystems allerdings nur durch umfangreiche europäische Hilfen verhindert werden. Die nun betroffenen vier Länder hatten 2012 jedoch Staatsschulden von knapp 3,4 Billionen Euro. Bei einem Haircut von 60% fielen demnach Forderungen von rund 2 Billionen Euro aus. Dies würde unweigerlich alle oder zumindest die meisten Banken in diesen Ländern in massive Schieflagen bringen. Da Rettungspakete in der benötigten Größenordnung selbst Deutschland überfordern dürften, wäre mit Bank Runs

und Bankinsolvenzen in Südeuropa zu rechnen, in deren Folge die Investoren und privaten Sparer große Teile ihres Vermögens verlieren würden. Über eine Reihe von Wirkungskanälen würde die dortige Wirtschaft in einen Abwärtsstrudel geraten.

Die Rückwirkungen auf Deutschland wären keinesfalls unbedeutend. So belaufen sich die Forderungen des deutschen Bankensystems gegenüber den betreffenden Ländern auf über 200 Mrd. Euro, von denen ein großer Teil abgeschrieben werden müsste. Auch über andere Transmissionsmechanismen – in die Höhe schnellende Unsicherheit, Rückschläge an den Aktienmärkten, einbrechende Exporte – wäre die deutsche Wirtschaft in großem Maße betroffen.

All dem zum Trotz behauptet die Studie von Bertelsmann und Prognos, dass Deutschland praktisch nichts zu befürchten hätte. Dieses Ergebnis kann nur so interpretiert werden, dass das VIEW-Modell die maßgeblichen Wirkungsketten ausblendet oder unzureichend beachtet. Das ist keine Schande, denn makroökonomische Prognosemodelle sind typischerweise nicht für derartige Szenarien konstruiert worden. Auch das VIEW-Modell erscheint völlig ungeeignet, die Auswirkungen von Staatsinsolvenzen zu studieren, und sollte daher besser nicht dafür verwendet werden.

Die Resultate der Studie sind aber auch deshalb unverstänlich, weil eine frühere Studie von Bertelsmann und Prognos, wiederum mit Hilfe des VIEW-Modells erstellt, zu dem Ergebnis gelangt war, dass ein Austritt Griechenlands, Portugals, Spaniens und Italiens aus der Währungsunion verbunden mit einem öffentlichen Schuldenschnitt von ebenfalls 60% zu einer massiven weltwirtschaftlichen Rezession führen würde. Deutschland müsste jener Studie zufolge von 2013 bis 2020 mit Einbußen des Bruttoinlandsprodukts von kumuliert 1,7 Billionen Euro rechnen.

Fazit

Die Vor- und Nachteile zu quantifizieren, die der Euro der deutschen Wirtschaft gebracht hat, ist eine sehr anspruchsvolle Aufgabe, die sich nicht allein dadurch befriedigend erfüllen lässt, dass einfache Austrittsszenarien in ein makroökonomisches Modell gefüttert werden, das nicht für diesen Analysezweck konzipiert wurde. Bezeichnend dafür ist, dass das wichtigste Ergebnis, nämlich dass ein Verbleib im Euro Deutschland zu permanent höheren Wachstumsraten verhilft als ein Ausscheiden, allein vor der Annahme bestimmt wird, dass Deutschland im Euro kontinuierlich real abwertet, nicht aber mit einer eigenen Währung. Hinzu kommt, dass der mit einer realen Abwertung einhergehende Terms-of-Trade-Effekt, der die deutschen Konsumenten ärmer macht, bei der Darstellung der Ergebnisse komplett unbe-

⁸ Streng genommen sind herkömmliche makroökonomische Modelle wie offenbar das VIEW-Modell allerdings nicht geeignet, derartige Politikwechsel zu simulieren. Hierzu müssten moderne, zu diesem Zweck konzipierte allgemeine Gleichgewichtsmodelle vom sogenannten DSGE-Typ herangezogen werden.

rücksichtigt bleibt. Die zur Absicherung der Ergebnisse durchgeführte Szenarienrechnung über die Auswirkungen einer Staatsinsolvenz in Griechenland, Portugal, Spanien und Italien auf die deutsche Wirtschaft ist zudem komplett unglaubwürdig, denn sie vernachlässigt offenbar die dafür maßgeblichen Transmissionskanäle. Insgesamt bestehen daher erhebliche Zweifel an der Validität der Studienergebnisse. Ob und wie stark Deutschland vom Euro profitiert, ist demnach weiter offen.

Tim Oliver Berg, Kai Carstensen und Hans-Werner Sinn

Ob die Einführung von Eurobonds zur Lösung der gegenwärtigen Staatsschuldenkrise beitragen kann, wird in der Öffentlichkeit kontrovers diskutiert. Aus Sicht der bonitätsschwachen Länder des Euroraums ist die Forderung nach Eurobonds verständlich. Denn die damit verbundene nominale Zinskonvergenz hätte den von den Befürwortern angestrebten Effekt, dass die Zinsen der unsoliden Länder merklich sinken. Im Gegenzug müsste Deutschland, würde es in Zukunft Eurobonds statt z.B. Bundesanleihen begeben, wohl mit deutlich höheren Zinskosten als bisher rechnen. Eine Prognose dieser Mehrkosten ist mit großen Schwierigkeiten behaftet, denn sie müsste im Rahmen eines makroökonomischen Modells alle wichtigen Wechselwirkungen berücksichtigen. Dies ist aus wissenschaftstheoretischer Sicht problematisch, denn solche Modelle basieren auf den Erkenntnissen der Vergangenheit, die nicht ohne weiteres auf eine institutionell derart veränderte Situation der Zukunft übertragen werden kann. Daher schätzen wir die Kosten im Rahmen eines portfoliotheoretischen Ansatzes ab, wie er gemeinhin in der Tradition von Markowitz, Sharpe und Lintner von Investment-Bankern verwendet wird.¹ Anschließend diskutieren wir, wie realistisch die Annahmen sind, auf denen unser Ansatz beruht, und reagieren auf die Kritik, die an unserer Herangehensweise geäußert worden ist.

Die langfristigen Zinskosten für Deutschland

Um die zu erwartenden Zinsmehrkosten für Deutschland abschätzen zu können, ist die unterstellte Ausgestaltung von Eurobonds bedeutsam, insbesondere die Form der Haftung. Im Folgenden wird angenommen, dass jedes Land des Euroraums anteilig für jeden ausgegebenen Eurobond haftet, nicht jedoch über diesen Anteil hinaus. Als Maß für diesen Anteil nehmen wir an, dass die Eurobonds so konstruiert werden, dass die Haftungsanteile dem EZB-Kapitalschlüssel entsprechen, der selbst die Größenanteile der Länder im Sinne eine Durchschnitts aus BIP- und Bevölkerungsanteil widerspiegelt.² Wir unterstellen nun, dass die erwartete Rückzahlungsquote eines Landes unabhängig davon ist, ob es sich durch einzelstaatliche Anleihen oder Eurobonds verschuldet. Dann sind aus Sicht eines Investors Eurobonds äquivalent zu einem Portfolio, in dem alle Staatsanlei-

hen des Euroraums mit einem Anteil gemäß des EZB-Kapitalschlüssels vertreten sind. Der Zins für Eurobonds wird sich deshalb vermutlich in der Nähe desjenigen Wertes einpendeln, der sich sonst im entsprechend gewichteten Durchschnitt dieses Portfolios ergeben hätte. Wäre der Zins kleiner, so stünde sich der Investor besser, wenn er sich ein entsprechendes Portfolio durch direkten Erwerb der entsprechenden nationalen Staatsanleihen zusammenstellen würde, was den Preis der Eurobonds verringern und den Zins entsprechend erhöhen würde. Und wäre der Zins der Eurobonds höher als der Zins eines gleich komponierten Marktportfolios, so würden sich alle auf die Eurobonds stürzen, was zu Kurserhöhungen und Zinssenkungen führen würde. Diese Aussagen gelten unabhängig davon, ob die Investoren risikoavers oder risikoneutral sind.

Die Beobachtung der letzten Zeit zeigt, dass die Länder des Euroraums sehr unterschiedliche Zinsen zahlen. Der Grund dafür ist, dass die Rückzahlungswahrscheinlichkeiten die einzelnen Länder unterschiedlich sind. Je geringer die Rückzahlungswahrscheinlichkeit ist, desto höher muss der nominale Zins sein, den ein Land bietet. Im einfach verständlichen Spezialfall der Risikoneutralität muss der nominale Zins genau um die jährliche Ausfallwahrscheinlichkeit über dem Zins für

* Wir danken Nikolay Hristov, Georg Paula und Peter Zorn für ihre Unterstützung.

¹ Vgl. dazu H.-W. Sinn (2009, Kapitel 10: *Bleibt Europa stabil?*, Abschnitt *Euro-Anleihen*).

² Alternativ könnte z.B. das Verhältnis des nominalen Bruttoinlandsprodukts (BIP) eines Landes im Vergleich zum Euroraumaggregat herangezogen werden. Dies reflektiert direkt die relative Leistungsfähigkeit eines Landes. Allerdings ändert sich dieser Anteilsschlüssel jedes Jahr, was die Umsetzbarkeit erschweren dürfte. Zudem sind die derzeitigen Unterschiede zum EZB-Kapitalschlüssel recht gering.

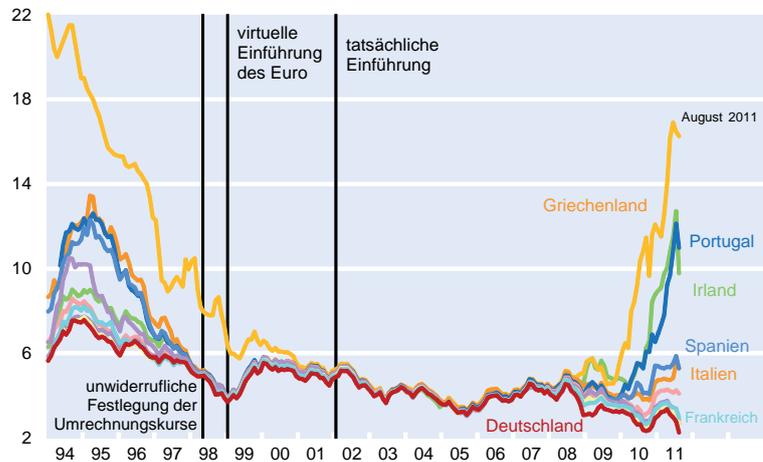
sichere Anleihen liegen, damit die mathematische Zinserwartung, nennen wir sie »Effektivzins«, identisch ist. Wenn also zum Beispiel Deutschland einen Zins von 3% bei einer Rückzahlungswahrscheinlichkeit von 100% hat und Land x eine jährliche Ausfallwahrscheinlichkeit von 2%, so muss der nominale Zins dieses Landes 5% sein, damit die effektiven Zinsen beider Länder gleich sind. Mit Risikoaversion ist der Sachverhalt ein wenig komplizierter, doch nicht grundsätzlich anders. Dann spreizen sich die Zinsen nur noch etwas stärker nach den Ausfallwahrscheinlichkeiten aus. Eurobonds stellen deshalb für die schwachen Länder, die eine überdurchschnittliche Ausfallwahrscheinlichkeit aufweisen, eine Zinssubvention dar, die die Kapitalallokation im Euroraum verzerrt. Eurobonds lenken zu viel Kapital von den stabilen Ländern in die instabilen Länder, als es im Hinblick auf die Maximierung des gemeinsamen Sozialprodukts aller Euroländer sinnvoll ist.

Für Deutschland brächte eine durch die Vergemeinschaftung der Haftung künstlich herbeigeführte nominale Zinskonvergenz zudem erhebliche Mehrkosten mit sich. Das lässt sich an den nominalen Zinsen für zehnjährige Staatsanleihen im Euroraum unmittelbar erkennen, die in Abbildung 1 dargestellt sind.³ Ende Juli lag der Zins im Durchschnitt des Euroraums nach Angaben der Europäischen Zentralbank bei 4,6%, während er für Deutschland nur 2,6% betrug. Von Italien wurde 5,9% Verzinsung gefordert, von Spanien 6,1%. Portugiesische und irische Anleihen wurden mit einer Rendite von rund 11%, griechische sogar mit knapp 15% gehandelt.

Abbildung 1 zeigt, dass sich die nominalen Zinsunterschiede zuletzt in der gleichen Größenordnung wie im Jahr 1995 bewegten, dem Jahr vor dem Beginn der nominalen Zinskonvergenz, die mit der Ankündigung der unverrückbar festen Wechselkurse im Euroraum einherging. Damals lagen die nominalen Zinsen für zehnjährige Staatsanleihen Italiens, Portugals und Spaniens im Schnitt sogar um 5 Prozentpunkte über den deutschen Zinsen, während sie Ende Juli 2011 nur um 3,7 Prozentpunkte darüber lagen. Selbst Frankreich hatte damals mit 0,69 Punkten einen etwas größeren Zinsspread zu verkraften als Ende Juli 2011, als 0,65 Punkte gemessen wurden. Allerdings lag der Zinsaufschlag Grie-

³ Hier und im Folgenden verwenden wir durchschnittliche Zinsen für den Euroraum, wie sie von Reuters auf Basis von Angaben der EZB zur Verfügung gestellt werden. Die Bildung des gewichteten Durchschnitts beruht dabei auf den ausstehenden Volumina der jeweiligen Anleihen. Eigene Berechnungen zeigen, dass ein mit den EZB-Kapitalanteilen berechneter Durchschnitt zu einem ähnlichen Ergebnis führt. Da der von Reuters berichtete Durchschnitt allgemein verfügbar ist, verwenden wir diesen Zins.

Abb. 1
Zur Entwicklung der Zinsen zehnjähriger Staatsanleihen im Euroraum
in %



Quelle: Reuters EcoWin, Government Benchmarks, Bid, 10 year, yield, close; Eurostat.

chenlands damals mit 10,1 Prozentpunkten etwas unter dem Wert vom Juli dieses Jahres mit 12,4 Punkten. Im Jahr 1993 hatte er allerdings deutlich darüber gelegen.

Wie hoch die zusätzlichen Zinskosten sind, die Deutschland durch die Einführung der Eurobonds entstünden, hängt davon ab, welchen Anteil seiner Staatsschuld Deutschland über die Eurobonds ausgibt. Der Einfachheit halber unterstellen wir hier den gedanklichen Grenzfall, dass alle deutschen Staatsschulden in Eurobonds umgewandelt werden. Falls Deutschland nur einen Anteil umwandelt, wären die Zusatzkosten entsprechend kleiner. In jedem Fall würde Deutschland aber noch zusätzlich gemäß seinem Kapitalanteil die echten Ausfallkosten tragen, wenn ein Land tatsächlich in Konkurs geht.

Außerdem berechnen wir die Zinskosten zunächst nur als hypothetischen Wert für den Fall, dass alle heute existierenden Staatspapiere Eurobonds sind. Als kurzfristiger Prognose ist eine solche Rechnung nicht zu verstehen, denn sie gilt nur langfristig für den Fall, dass die alten deutschen Staatspapiere allesamt gegen Eurobonds ausgetauscht sind und unter der hypothetischen Annahme, dass die Verschuldung dann nicht größer ist als heute. Natürlich ergibt sich die zusätzliche Zinslast tatsächlich nur allmählich im Laufe der Zeit, so wie die alten Staatspapiere fällig und dann umgetauscht werden. Da die letzten Papiere im Jahr 2042 auslaufen, könnte man unsere Rechnung für kurzfristig ziemlich irrelevant halten. Indes gibt es nur wenige Papiere mit einer solchen Laufzeit. Im Mittel liegt die Laufzeit bei nur rund sechs Jahren. Spätestens innerhalb eines Jahrzehnts dürfte deshalb der Löwenanteil des von uns berechneten Belastungseffekts realisiert worden sein, zumal ja die Staatsschuld nicht auf dem heutigen Niveau verbleibt, sondern auch weiterhin noch kräftig anwachsen wird.

Im nächsten Abschnitt erweitern wir unsere Analyse daher auf eine explizite Berücksichtigung des Zeitpfades der Zinslasten. Dabei gehen wir von der tatsächlichen Fälligkeitsstruktur der deutschen Staatspapiere aus und unterstellen, dass die Bundesrepublik die maximal mögliche Verschuldung wählt, die noch mit den Schuldengrenzen des Grundgesetzes und des Stabilitäts- und Wachstumspakts kompatibel ist.

Der zentrale Baustein für die Abschätzung der Mehrbelastung ist der von Deutschland zu zahlende Zinsaufschlag. Wie erläutert wird hierfür zunächst angenommen, dass die nominalen Zinsen der Eurobonds an die Stelle der durchschnittlichen Zinsen des Euroraums in einem Regime ohne solche Bonds treten und dass die Zinsspreads ohne die Eurobonds dort verharren würden, wo sie in der vergangenen Zeit waren.

Ende Juli lag die Rendite von zehnjährigen Bundesanleihen um 2,0 Prozentpunkte unter dem Durchschnitt des Euroraums (vgl. Tab. 1). Bei fünfjährigen Anleihen betrug der Renditeabstand 2,6 Prozentpunkte, bei zweijährigen Anleihen sogar 3,0 Prozentpunkte. Der mittlere Renditeabstand hängt

folglich von der Laufzeitstruktur der deutschen Staatsverschuldung ab.

Die nach dem Volumen einzelner Titel gewichtete, durchschnittliche Restlaufzeit von Bundeswertpapieren und Schuldscheindarlehen verlängerte sich über die letzten 20 Jahre (Bundesrepublik Deutschland Finanzagentur GmbH 2002). Im Jahr 1992 betrug der verbleibende Zeitraum bis zur Fälligkeit eines Wertpapiers im Mittel etwa vier Jahre. Bis 1996 hat sich dieser Wert um rund ein Jahr verlängert und bis 2002 um annähernd ein weiteres Jahr auf die erwähnten sechs Jahre. Seitdem stagniert die mittlere Zinsbindungsfrist aller Finanzierungsinstrumente inklusive Zinsswaps bei etwa sechs Jahren (vgl. BMF 2005; 2010). Wegen des verhältnismäßig geringen Gewichts von Instrumenten, für die Restlaufzeit und Zinsbindungsfrist nicht identisch ist (beispielsweise inflationsindexierte Bundesanleihen), entspricht diese deshalb annähernd der gewichteten durchschnittlichen Restlaufzeit. Momentan beträgt der Zeitraum bis zur Fälligkeit eines Bundeswertpapiers ohne Zinsswaps im Mittel etwa sechs Jahre und zwei Monate. Unter Verwendung dieses Werts ergibt sich ein Risikoaufschlag von 2,48 Prozentpunkten als gewichtetes Mittel aus den derzeit beobachteten Renditeabständen fünfjähriger und zehnjähriger Anleihen.

Da jedoch eine Verschiebung der Laufzeitstruktur hin zu längeren Laufzeiten langfristig nicht ausgeschlossen werden kann, wird im Folgenden, als eine Art Sicherheitsmarge unserer Rechnung, eine durchschnittliche Restlaufzeit von sieben und einhalb Jahren unterstellt. Daraus resultiert ein geringerer Renditeabstand von rund 2,3 Prozentpunkten.

In einem nächsten Schritt wird diese Zinsdifferenz bezogen auf die zu finanzierenden Staatsschulden. Ende 2010 betrug der gesamte Bruttoschuldstand der Bundesrepublik Deutschland in Abgrenzung von Eurostat 2 080 Mrd. Euro. Unter der Annahme, dass sich der durch Eurobonds hervorgerufene Zinsaufschlag im Mittel auf alle Schulden und Finanzierungsformen erstreckt, resultieren daraus zusätzliche Zinskosten von 47 Mrd. Euro pro Jahr. Bei einem Bevölkerungsstand von 81,8 Mill. Einwohnern entspricht dies einer rechnerischen Mehrbelastung durch Steuern oder Minderausgaben des Staates von durchschnittlich 580 Euro pro Kopf und Jahr.

Die Rechnung fällt günstiger aus, wenn man nicht die Zinsen von Ende Juli als Vergleichsbasis nimmt, sondern z.B. die Durchschnittswerte der ersten sieben Monate des Jahres

Tab. 1
Renditedifferenzen und Zinskosten für Deutschland

Rendite für den Durchschnitt des Euroraums	Renditen von	
	Ende Juli 2011	Januar-Juli 2011
2-jährige Anleihen	4,16	3,17
5-jährige Anleihen	4,37	4,07
7-jährige Anleihen	4,72	4,39
10-jährige Anleihen	4,59	4,41
Rendite für Deutschland		
2-jährige Anleihen	1,16	1,56
5-jährige Anleihen	1,72	2,34
7-jährige Anleihen	2,39	2,75
10-jährige Anleihen	2,56	3,08
Renditedifferenz zwischen Deutschland und dem Durchschnitt des Euroraums		
2-jährige Anleihen	3,00	1,62
5-jährige Anleihen	2,64	1,73
7-jährige Anleihen	2,33	1,64
10-jährige Anleihen	2,03	1,34
<i>daraus errechnet für 7,5-jährige Anleihen</i>	2,28	1,59
Zusätzliche Zinskosten für Deutschland auf Basis der Zinsdifferenz für 7,5-jährige Anleihen		
Staatsverschuldung 2010 in Mrd. Euro	2 080	2 080
Staatsverschuldung 2010 in % des BIP	83,2	83,2
Zusätzliche Zinsbelastung in % des BIP	1,90	1,32
Zusätzliche Zinsbelastung bezogen auf das BIP 2010 in Mrd. Euro	47	33

Quelle: Eurostat; EZB; Reuters EcoWin; Berechnungen des ifo Instituts.

Tab. 2
Zinskosten für Deutschland differenziert nach Gebietskörperschaften

	Schuldenstand (in Mrd. Euro) zum 31.12.2010	Zusätzliche Zinskosten bei 2,28% Rendite- differenz (in Mrd. Euro)	Zusätzliche Zinskosten bei 1,59% Rendite- differenz (in Mrd. Euro)
Öffentlicher Gesamthaushalt	2 025	46,18	32,20
Bund	1 312	29,92	20,87
Länder	595	13,57	9,46
Kommunen	118	2,68	1,87
in den Ländern			
<i>Baden-Württemberg</i>	64	1,47	1,02
<i>Bayern</i>	43	0,97	0,68
<i>Brandenburg</i>	20	0,46	0,32
<i>Hessen</i>	51	1,17	0,81
<i>Mecklenburg-Vorpommern</i>	12	0,27	0,19
<i>Niedersachsen</i>	66	1,52	1,06
<i>Nordrhein-Westfalen</i>	216	4,92	3,43
<i>Rheinland-Pfalz</i>	41	0,93	0,65
<i>Saarland</i>	14	0,33	0,23
<i>Sachsen</i>	10	0,23	0,16
<i>Sachsen-Anhalt</i>	23	0,54	0,37
<i>Schleswig-Holstein</i>	30	0,68	0,47
<i>Thüringen</i>	19	0,43	0,30
<i>Berlin</i>	60	1,38	0,96
<i>Bremen</i>	18	0,41	0,28
<i>Hamburg</i>	25	0,57	0,40

Quelle: Statistisches Bundesamt; Berechnungen des ifo Instituts.

2011. Im Mittel lag der deutsche Zins in dieser Zeitspanne nicht um 2,3 Prozentpunkte wie Ende Juli, sondern um 1,6 Prozentpunkte unter dem Durchschnitt des Euroraums. Folglich errechnen sich auf dieser Basis zusätzliche Zinskosten von 33 Mrd. Euro pro Jahr.

Die Schulden und damit die Zinskosten lassen sich nach den jeweiligen Gebietskörperschaften differenzieren (vgl. Tab. 2).⁴ So betrug die Bruttoschuld des Bundes 1 312 Mrd. Euro, während die Länder mit 595 Mrd. Euro und die Kommunen mit 118 Mrd. Euro in der Kreide standen. Die zusätzlichen Zinskosten in Höhe von rund 47 Mrd. Euro pro Jahr teilen sich somit wie folgt auf die jeweiligen Gebietskörperschaften auf: der Bund hätte zusätzliche Belastungen in Höhe von rund 30 Mrd. Euro zu tragen, während die Länder und Kommunen mit etwa 14 Mrd. Euro bzw. 3 Mrd. Euro an höheren Zinskosten zu rechnen hätten. Unter der Annahme einer geringeren Zinsdifferenz von 1,6% lägen die zu-

⁴ Die Bruttoschulden der Gebietskörperschaften werden vom Statistischen Bundesamt in etwas anderer Abgrenzung veröffentlicht als von Eurostat. Daher addieren sie sich nicht ganz zu der von Eurostat ausgewiesenen gesamten Bruttoschuld Deutschlands.

sätzlichen jährlichen Zinskosten für den Bund bei 21 Mrd. Euro, für die Länder bei 10 Mrd. Euro und für die Kommunen bei 2 Mrd. Euro. Tabelle 2 zeigt auch eine detaillierte Aufteilung der zu erwartenden Mehrkosten nach einzelnen Bundesländern. Hierbei ist jedoch zu beachten, dass die Statistik auf Ebene der Länder keine Unterscheidung zwischen dem entsprechenden Bundesland und den dazugehörigen Kommunen macht. Aufgrund der vergleichsweise hohen Verschuldung sind für Nordrhein-Westfalen die höchsten zusätzlichen Zinskosten aller Länder zu erwarten (4,92 bzw. 3,43 Mrd. Euro je nach Renditedifferenz), während das Land Sachsen mit den dazugehörigen Kommunen die geringsten Mehrkosten zu tragen hätte (0,23 bzw. 0,16 Mrd. Euro).

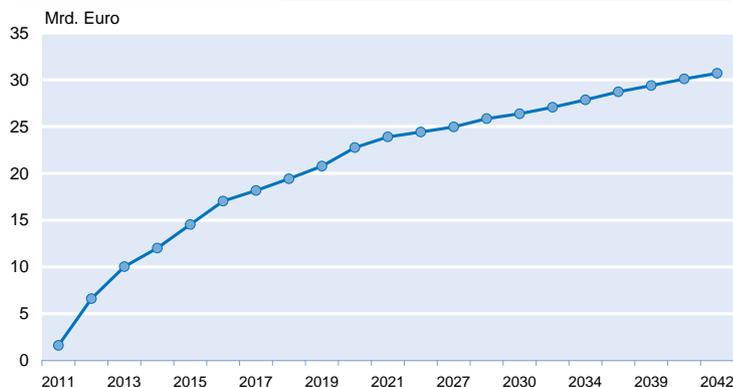
Die Entwicklung der Zinskosten in den kommenden Jahren

Um die Zinskosten abzuschätzen, die der Bundesrepublik schon in den kommenden Jahren entstehen dürften, nehmen wir an, dass die ab Mitte September 2011 auslaufenden deutschen Staatsschulden sowie alle ab 2012 auflaufenden Haushaltsdefizite als Eurobonds am Kapitalmarkt begeben werden. Dabei beschränken wir uns zunächst auf den Bund. Zudem verwenden wir nur die am Kapitalmarkt begebenen Anleihen des Bundes, die derzeit gut 1 000 Mrd. Euro ausmachen. Alle anderen Finanzierungsquellen und Sondervermögen bleiben unberücksichtigt. Bezüglich der Neuverschuldung werden für die Jahre 2012 bis 2015 die Defizite des aktuellen Finanzplans der Bundesregierung verwendet, danach in Übereinstimmung mit dem Grundgesetz Defizite in Höhe von 0,35% des nominalen Bruttoinlandsprodukts angesetzt.⁵ Die so berechneten Mehrbelastungen des Bundeshaushalts sind in Abbildung 2 dargestellt. Schon im Jahr 2013 sind zusätzliche Zinskosten von rund 10 Mrd. Euro zu erwarten, die auf knapp 20 Mrd. Euro im Jahr 2018 und rund 30 Mrd. Euro im Jahr 2042 anwachsen.

Berücksichtigt man sämtliche Verbindlichkeiten und in Zukunft anfallenden Defizite aller Gebietskörperschaften der Bundesrepublik inklusive Nebenhaushalte und Sondervermögen, so erhält man naturgemäß einen deutlich größeren Effekt. Allerdings sind Informationen über die Fällig-

⁵ Das nominale Bruttoinlandsprodukt wird mit einer Wachstumsrate von 3% pro Jahr fortgeschrieben.

Abb. 2
Mehrbelastung des Bundes über die Zeit



Quelle: Reuters EcoWin; Statistisches Bundesamt; Bundesfinanzministerium; Berechnungen des ifo Instituts.

keitsstruktur der Finanzierung weitaus schwieriger zu erhalten. Unterstellte man die gleiche Fälligkeitsstruktur wie bei den Bundesanleihen und berücksichtigte zudem, dass diese rund die Hälfte der gesamten deutschen Staatsverschuldung ausmachen, so wäre der Gesamteffekt ungefähr doppelt so groß wie in Abbildung 2 dargestellt.⁶ Danach beliefen sich die gesamtstaatlichen Zusatzkosten im Jahr 2013 auf 20 Mrd. Euro, doch im Laufe der Zeit würden diese Kosten immer weiter ansteigen und zum Ende der Laufzeit der letzten heute schon umlaufenden Staatspapiere im Jahr 2042 auf 60 Mrd. Euro anwachsen. Der Unterschied dieses Betrags zum Ergebnis von 47 Mrd. Euro in der Szenarioberechnung des vorangegangenen Abschnitts besteht darin, dass hier auch die zu erwartende Neuverschuldung einbezogen wurde, während zuvor allein der Effekt aufgrund der schon bestehenden Staatsschulden isoliert wurde.

Diskussion der Annahmen

Wie eingangs erläutert, basieren unsere Berechnungen auf der Annahme, dass die Zinsen der Eurobonds wegen der anteiligen Haftung der Euroländer dem gewogenen Durchschnitt der Marktzinsen der Staatspapiere dieser Länder entspricht. Wäre der Zins höher, würde sich alle Welt auf die Eurobonds stürzen, den Preis hochdrücken und den Zins somit senken. Wäre er niedriger, würde keiner die Eurobonds kaufen, weil er sich ja selbst durch die Mischung der einzelnen Staatsanleihen in einem geeignet konstruierten Portfolio bei gleichem Risiko eine höhere Rendite verschaffen könnte. Fonds-Gesellschaften, die privat komponierte Eurobonds anbieten, die billiger zu haben sind als die staatlichen Euro-

⁶ Für die Jahre ab 2020 würde der Gesamteffekt nicht mehr ganz das Doppelte des in Abbildung 2 dargestellten Verlaufs ergeben, da Länder und Kommunen ab diesem Zeitpunkt – anders als der Bund – grundgesetzlich verpflichtet sind, keine strukturellen Defizite zu machen.

bonds, aber das gleiche Risiko bieten, würden wie Pilze aus dem Boden schießen.

Unsere Berechnung der plausiblerweise zu erwartenden zusätzlichen Zinskosten für den deutschen Staat ist dennoch von einigen Seiten kritisiert worden. Interessanterweise ist uns bisher kaum vorgeworfen worden, wir würden die Zinskosten unterschätzen, obwohl es dafür aufgrund der angesprochenen Anreizprobleme gute Gründe gibt: Wenn Eurobonds einen europaweiten Anstieg der Verschuldung begünstigen, dürfte auch der Risikoaufschlag zunehmen. Diesen Effekt haben wir bewusst nicht berücksichtigt, da er äußerst schwer zu beziffern ist. Kritisiert wurde dagegen, wir würden die Zinskosten übertrieben hoch ansetzen. Dabei wurden vor allem vier Punkte angeführt, auf die wir im Folgenden einzeln eingehen.

a) Eurobonds profitieren nicht von einem erheblichen Liquiditätseffekt.

Vielfach wird argumentiert, dass die Größe eines Eurobonds-Markts – derzeit liegt der Schuldenstand aller Euroländer zusammen bei 7,8 Billionen Euro – zu einer hohen Liquidität der Eurobonds führe und daher die Liquiditätsprämie von Eurobonds geringer sei als die durchschnittliche Liquiditätsprämie der nationalen Anleihen. Nach Sichtung der ökonomischen Literatur bestehen jedoch erhebliche Zweifel an der Plausibilität dieses Arguments, denn es werden zwei Dinge semantisch gleichgesetzt, die wenig miteinander zu tun haben: das Marktvolumen eines Wertpapiertyps und seine Liquidität.

Als Liquidität eines Wertpapiers bezeichnet man die Nähe dieses Papiers zum Geld: Konkret die Kürze der Zeitspanne bis zur Fälligkeit, denn je kürzer diese Spanne ist, desto kleiner ist das Risiko von Verlusten, wenn man es spontan in Geld umtauschen möchte. Papiere mit einer Restlaufzeit von einem Tag sind sehr liquide, solche mit einer Restlaufzeit von ein Jahr weniger, und neu emittierte Zehnjahrespapiere sind im Vergleich sehr illiquide. Je höher der Liquiditätsgrad eines Papiers, desto kleiner ist der Zins, den sie bieten müssen, um im Portfolio von Anlegern Platz zu finden.

Das aber ist etwas ganz anderes als das Marktvolumen. Der gedankliche Schritt von einem großen Marktvolumen zu einer hohen Liquidität ist alles andere als selbstverständlich, denn würde er stimmen, dann müsste ein kleines Land wie die Schweiz grundsätzlich höhere Zinsen als ein großes Land mit gleicher Bonität zahlen. Dafür sind uns nicht einmal Indizien bekannt. Doch selbst wenn es einen größenabhängigen Liquiditätseffekt geben würde, wäre sei-

ne quantitative Bedeutung klein, wie die folgenden Studien zeigen.

Einen viel zitierten Beitrag stellt in diesem Zusammenhang das klassische Papier von Amihud und Mendelson (1991) dar. Es schätzt die Größe der Liquiditätsprämie im Markt für amerikanische Staatsanleihen auf etwa 40 Basispunkte. Auf den ersten Blick könnte man meinen, diese Prämie sei eine Konsequenz der Größe des US-Marktes. Das aber ist nicht der Fall. Vielmehr spiegelt die Liquiditätsprämie, die Amihud und Mendelson messen, die Restlaufzeit der entsprechenden Anleihen wider und damit genau das, was man in der Theorie als Liquiditätsgrad bezeichnet. Ein Zusammenhang zwischen der Größe des US-Marktes und der Liquidität der US-Papiere wird von den Autoren nicht hergestellt.

Neuere Studien, die sich mit dem Markt für Euro-Staatsanleihen befassen, finden noch geringere Aufschläge von nur einigen wenigen Basispunkten (Favero, Pagano und von Thadden 2010), und auch sie meinen keineswegs eine Prämie für die Marktgröße, wie sie für das Liquiditätsargument zugunsten der Eurobonds notwendig wäre. Es zeigt sich in diesen Studien, dass insbesondere das aggregierte Risiko eines Landes – gemessen am Schuldenstand – häufig der dominante Faktor ist, der Zinsdifferenzen zwischen Mitgliedsstaaten der Währungsunion zu erklären vermag (Aßmann und Boysen-Hogrefe 2010). Die empirische Literatur stellt ansonsten nicht auf den Bestand an ausstehenden Staatsanleihen als Maß für Liquidität ab, sondern bedient sich vielmehr anderer Finanzmarktkennzahlen wie z.B. der Geld-Brief-Spanne. Ein unmittelbarer Zusammenhang zwischen der Größe des Bestands an Staatsanleihen und deren Rendite kann auch dort nicht hergestellt werden.

b) Eurobonds entsprechen nicht den Anleihen des EFSF. Die European Financial Stability Facility (EFSF) hat im Rahmen ihrer Unterstützungsmaßnahmen bisher drei Anleihen begeben. Die am Markt dafür verlangte Rendite liegt derzeit unter der durchschnittlichen Rendite für Staatsanleihen für Euroländer, auf der unsere Berechnungen basieren. So lag die Rendite für eine zehnjährige Anleihe des EFSF über 5 Mrd. Euro (ISIN EU000A1G0AB4) am 8. September 2011 bei 2,88% (berechnet basierend auf dem Kurs von 104,15 der Frankfurter Börse), während die Rendite für zehnjährige Bundesanleihen 1,87% betrug. Der Aufschlag von rund einem Prozentpunkt ist daher deutlich niedriger als der von uns veranschlagte Spread für Eurobonds. Daraus wird zuweilen geschlussfolgert, dass die auf unseren Berechnungen fußenden Befürchtungen übertrieben seien. Dem ist jedoch entgegenzuhalten, dass die Garantiegeber (derzeit alle Euroländer außer Griechenland, Irland und Portugal) für 120% der maximalen Ausleihsumme garantieren und zudem das Gesamtvolumen der vom EFSF begebenen Anleihen mit 13 Mrd. Euro noch sehr klein

ist. Das beschränkt das Ausfallrisiko so erheblich, dass aus dieser Beobachtung keinerlei Rückschlüsse auf die Höhe der Zinsen bei einer Vollausschöpfung des EFSF möglich sind. Wenn der Finanzrahmen des EFSF ausgeschöpft wird, werden sicherlich auch die Zinsen, die der Fonds bieten muss, ansteigen.

Für den Fall, dass erhebliche Teile der europäischen Schulden als Eurobonds ausgegeben werden, ist eher zu bezweifeln, dass alle Garantiegeber ihren Verpflichtungen nachkommen können. Bezogen auf das nominale BIP als Maß für die Leistungsfähigkeit der Garantiegeber liegt die gesamte Verschuldung des Euroraums nämlich bei rund 90%, und einige Garantieländer haben die Grenze von 100% schon weit überschritten. Insofern lassen sich die Anleihen des EFSF als eine besonders sichere Tranche von Eurobonds interpretieren, von der sich nichts hochrechnen lässt. Der geringere Zinsaufschlag der EFSF-Anleihen ist weder überraschend noch steht er im Widerspruch zu unseren Berechnungen.***

c) Die Rendite für Eurobonds wird nicht der Rendite für französische Staatsanleihen entsprechen.

Boysen-Hogrefe (2011) argumentiert, dass wichtige ökonomische Rahmendaten des Euroraums ungefähr denen Frankreichs entsprechen und Eurobonds daher in etwa die gleiche Rendite aufweisen dürften wie französische Staatsanleihen. Dieses Argument ist aus zwei Gründen problematisch. Zum einen wird implizit unterstellt, dass es eine europäische Regierung gibt, die weitgehende Durchgriffsrechte auf die Mitgliedsländer hat, so wie auch die französische Regierung faktisch die Finanzpolitik des ganzen Landes bestimmen kann. Dies ist auf europäischer Ebene jedoch gerade nicht der Fall. Zum anderen geht Boysen-Hogrefe offenbar anders als wir von einer gesamtschuldnerischen Haftung aller Euroländer aus. Das aber ist eine Ausgestaltung, die nicht auf der Hand liegt und für Deutschland gewaltige Risiken mit sich brächte. Der nächste Punkt greift diesen Aspekt auf.

d) Standard & Poor's gibt den Eurobonds ein extrem schlechtes Rating.

Unsere Rechnungen basieren auf der Annahme einer anteiligen Haftung der einzelnen Länder, und das hat das ifo Institut auch schon in seiner ersten Presseerklärung dazu betont.⁷ Damit folgen wir der Konstruktion der deutschen Jumbo-Bonds, die anteilig von allen Bundesländern gesichert werden und ein AAA-Rating haben. Auch die Rating-Agentur Standard & Poor's hat erklärt, dass sie Eurobonds genau so interpretiert. Bei der anteiligen Haftung kommt es schon bei einem Ausfall eines einzigen Landes zu einem partiellen Zahlungsausfall, da die übrigen Länder nur für ihren Anteil bürgen. Folglich impliziert

⁷ Vgl. die Stellungnahme des ifo Instituts vom 17. August 2011.

diese Form der Haftungsgemeinschaft, dass sich die Wahrscheinlichkeit (nicht aber die Höhe) eines Zahlungsausfalls nach den Wirtschaftsdaten des schwächsten Landes bemisst. Die Rating-Agentur Standard & Poor's hat aus diesem Grund angekündigt, Eurobonds mit dem Rating des schwächsten Landes zu bewerten, also ein CC für sie zu vergeben.⁸ Auch diese Information spricht nicht dafür, dass wir die Zinslasten, die auf Deutschland zukämen, wenn es Eurobonds einführen würde, überschätzt haben könnten.

Unbedarfte Politiker könnten hieraus schließen, dass man die Eurobonds dann eben, anders als in unserer Rechnung und in der Rechnung von Standard & Poor's, mit einer gesamtschuldnerischen Haftung aller Teilnehmerländer versehen müsste. In der Tat gibt es dann möglicherweise ein Szenarium, bei dem sich niedrigere Zinsen als im Durchschnitt der Euroländer einstellen, weil die Eurobonds selbst dann vollständig bedient würden, wenn auch nur ein einziger Eurostaat überlebt und für alle anderen einsteht. Nur ist dieses Szenario reichlich unrealistisch, weil selbst Deutschland als größtes Land mit der bislang besten Bonität in diesem Fall selbst einer hohen Konkurswahrscheinlichkeit ausgesetzt wäre. Immerhin haben allein schon die GIPS-Länder und Italien zusammengenommen etwa um die Hälfte mehr Schulden als die Bundesrepublik Deutschland (3 100 Mrd. Euro), und Deutschland liegt schon heute mit einer Schuldenquote von rund 83% weit über der nach dem Maastrichter Vertrag erlaubten Grenze von 60%.

Dass Deutschland durch die Rettungsaktionen seine eigene Bonität risikiert, sieht man sehr deutlich auf den Märkten für Kreditversicherungen (CDS). Dort stieg die Prämie, die für die Absicherung zehnjähriger deutscher Staatspapiere gezahlt werden muss, unter dem Einfluss der Rettungsversprechen in letzter Zeit kräftig an und erreichte im August erstmals die entsprechende britische Prämie, was in der

City of London als Sensation gewertet wurde. Die Prämie liegt derzeit bei etwa 100 Basispunkten, was einer deutschen Konkurswahrscheinlichkeit von knapp 10% in einem Jahrzehnt entspricht.

Aber die Diskussion um gesamtschuldnerische Eurobonds ist insofern müßig, als sie durch das am 7. September 2011 veröffentlichte Urteil des Bundesverfassungsgerichts zu den Verfassungsbeschwerden gegen Maßnahmen zur Griechenlandhilfe und zum Euro-Rettungsschirm ausgeschlossen werden. Als Maßstab seiner Entscheidung hat das Gericht die Anforderung verwendet, dass »sich die Bundesrepublik Deutschland keinem unüberschaubaren, in seinem Selbstlauf nicht mehr steuerbaren Automatismus einer Haftungsgemeinschaft unterwirft«, und es hat argumentiert: »Es ist insoweit auch dem Bundestag als Gesetzgeber verwehrt, dauerhafte völkervertragsrechtliche Mechanismen zu etablieren, die auf eine Haftungsübernahme für eine Willensentscheidung anderer Staaten hinauslaufen, vor allem wenn sie mit schwer kalkulierbaren Folgewirkungen verbunden sind« (Bundesverfassungsgericht 2011). Genau dies wäre aber bei einer gesamtschuldnerischen, wenn nicht gar schon bei einer anteiligen Haftung der Fall.

Die Effekte für andere Länder der Währungsunion

Warum sich einige Länder für die Einführung von Eurobonds aussprechen, liegt auf der Hand. In dem Maße, wie Deutschland höhere Zinskosten zu schultern hätte, können bonitätsschwache Länder mit einer Verringerung ihrer Zinsbelastung rechnen. In Tabelle 3 sind die langfristigen Ersparnisse für ausgewählte Euroländer angegeben. Dabei wurde als Vergleichsmaßstab eine Finanzierung über den Finanzmarkt gewählt und nicht über europäische Rettungspakete. Es zeigt sich, dass nicht nur die Krisenländer Griechenland, Irland und Portugal, sondern auch Italien substantiell von Eurobonds profitieren würden. Die Größenordnung von 24 Mrd. Euro Zinersparnis für Italien ist vor dem Hintergrund der innenpolitischen Diskussion über Höhe und Timing des dortigen Konsolidierungspakets interessant, das nach derzeitigem Stand ein Volumen von 54 Mrd. Euro ha-

⁸ Vgl. z.B. die FAZ vom 4. September 2011, »S&P droht mit Ramschstatus für Euroanleihen«, <http://www.faz.net/artikel/C30638/eurobonds-s-p-droht-mit-ramschtatus-fuer-euroanleihen-30497089.html>, heruntergeladen am 10. September 2011.

Tab. 3
Renditedifferenzen und Zinersparnis ausgewählter Euroländer

	Staatsschuld 2010		Zins für zehnjährige Anleihen	Differenz zum Euroraum	Ersparnis	
	in % des BIP	in Mrd. Euro			in % des BIP	in Mrd. Euro
Griechenland	142,8	329	14,93	10,34	14,8	34
Irland	96,2	148	11,06	6,47	6,2	10
Portugal	93	160	11,05	6,46	6,0	10
Spanien	60,1	639	6,08	1,49	0,9	10
Italien	119	1 843	5,88	1,29	1,5	24

Bemerkung: Aus Gründen der Verfügbarkeit basiert diese Berechnung auf den Renditen zehnjähriger Staatsanleihen.

Quelle: Eurostat; Reuters EcoWin; EZB; Berechnungen des ifo Instituts.

ben dürfte und offensichtlich insbesondere auf Druck der Finanzmärkte zustande kam. Die Einführung von Eurobonds hätte diesen Druck kurzfristig erheblich verringert und damit wohl bewirkt, dass die italienische Regierung eine weniger ehrgeizige Defizitreduktion angestrebt hätte. Auf dieses Anreizproblem wird im folgenden Abschnitt noch einmal eingegangen.

Zu den indirekten Wirkungen von Eurobonds

Die Einführung von Eurobonds würde die deutsche Volkswirtschaft voraussichtlich weit über die direkten Zinskosten für den Staat hinaus belasten. Ein zentrales Problem vergemeinschafteter Haftung besteht in den damit einhergehenden adversen Anreizwirkungen. Je kleiner ein Land ist, desto geringer ist der eigene Haftungsanteil für zusätzliche begebene Anleihen und damit der Anreiz, sein Budget zu konsolidieren statt sich zu verschulden. Um diesem Problem zu begegnen, schlagen die Befürworter von Eurobonds vor, die Finanzpolitik der teilnehmenden Länder dauerhaft zu überwachen und bei Fehlverhalten frühzeitig einzuschreiten. Wie auch immer die konkrete Ausgestaltung eines solchen Mechanismus aussähe, so würde doch letztlich die Kontrolle durch die Märkte durch eine politische Kontrolle ersetzt. Die Erfahrung der vergangenen Jahre gibt indes wenig Anlass zu dem Optimismus, dass dies dauerhaft funktionieren würde. Wie oben dargelegt, scheint die italienische Regierung ganz aktuell weniger auf Mahnungen der EZB oder der europäischen Partner mit Konsolidierungsmaßnahmen zu reagieren als auf den Druck der Märkte. Es ist zu erwarten, dass viele Mitgliedsländer nach einer Einführung von Eurobonds mit dem Sparen aufhören, da der inländische politische Widerstand gegen Steuererhöhungen und Ausgabenkürzungen größer als der Druck der Investoren ist, der sich ja auf alle Euroländer verteilt. Es ist zu befürchten, dass Europa im Schuldensumpf versinken wird.

Ein wichtiges Problem der Eurobonds besteht sicherlich auch darin, dass die Zinsen für deutsche Unternehmensanleihen und Immobilienkredite steigen werden. Zwar könnten sehr bonitätsstarke, international operierende Unternehmen sogar davon profitieren, dass die Anlage in Eurobonds als weniger sicher eingeschätzt wird als in deutsche Staatsanleihen. Der historische Vergleich legt jedoch insbesondere dann eine hohe Korrelation zwischen Zinsen für Staatsanleihen und Unternehmensanleihen nahe, wenn die Staatsanleihen nicht die höchste Bonität haben (vgl. Corsetti et al. 2011). Genau dies wäre wohl bei Eurobonds der Fall.

Der Grund für diesen Zusammenhang liegt in dem Umstand, dass die exzessive Haftung eines Staates an den Märkten die Erwartung weckt, dass das in diesem Staat investierte private Kapital mit in die Haftung genommen wird, indem ihm im Schadensfall hohe Steuern auferlegt werden. Die Zin-

sen, die internationale Investoren von der Privatwirtschaft eines Landes verlangen, müssen deshalb hoch genug sein, auch diese erwarteten Steuerlasten mit abzudecken. Wenn ein Land wie Deutschland den Nimbus eines Hortes der Stabilität verliert, weil es sich in hohem Umfang in internationale Rettungssysteme einbinden lässt, werden die Zinsen des Privatsektors steigen.

Eurobonds haben aus diesem Grund eindeutig negative Auswirkungen auf das deutsche Wirtschaftswachstum, das ja in letzter Zeit vor allem durch die niedrigen Zinsen der »Fluchtbürg Deutschland« getragen wurde. Je größer die deutsche Haftung ist, desto mehr werden die Wachstumskräfte wieder gedämpft, wenn nicht gar zerstört, weil höhere Zinsen Gift für die Investitionen sind.

Zu bedenken ist auch, dass die Eurobonds die Zinsen, die die ausländischen Konkurrenten den Kapitalmärkten bieten müssen, senken. Die Folge einer extremen Rettungspolitik, die die Zinsunterschiede im Euroraum einebnet, ist deshalb vermutlich, dass Deutschland in die Position eines Landes zurückkehrt, das unter erheblichen Standortproblemen zu leiden hat. Immerhin hatte Deutschland im Jahrzehnt vor der Finanzkrise die niedrigste Nettoinvestitionsquote aller OECD-Länder und trug zeitweilig sogar die Rote Laterne beim Wirtschaftswachstum in Europa.⁹ Es sollte froh sein, dass die Kapitalmärkte mit der Finanzkrise eine Korrektur dieser auf die Dauer untragbaren Verhältnisse herbeigeführt haben, und sich hüten, Maßnahmen zu ergreifen, die das Rad der Geschichte zurückdrehen.

Geht es doch den Weg der Eurobonds, werden die Arbeitnehmer die Leidtragenden sein, denn wenn das Kapital wieder abwandert, gehen Arbeitsplätze verloren und der Spielraum für Lohnerhöhungen schrumpft. Die Vermögensbesitzer indes werden durch die Eurobonds und andere umfangreiche Rettungsmaßnahmen in die komfortable Lage versetzt, unter dem Schutz der deutschen Steuerzahler, Rentner und Hartz-IV-Empfänger ihr Geld wieder im Ausland zu verdienen.

Fazit

Aus all diesen Gründen ist mit Nachdruck von der Einführung von Eurobonds abzuraten. Selbst wenn Europa die Kraft fände, einen Bundesstaat zu bilden, wäre es doch nicht sinnvoll, die Haftung für aufgenommene Staatsschulden zu vergemeinschaften. Auch in den Vereinigten Staaten von Amerika, die eine gemeinsame Nation bilden, haftet der eine Bundesstaat nicht für den anderen. Minnesota, das heute am Rand der Staatspleite steht, hilft niemand. Es muss

⁹ Zu den Wachstumswirkungen des Euro für Deutschland vgl. z.B. Sinn und Carstensen (2010, 5 ff.).

sich mit Entlassungen und rabiatischen Ausgabenkürzungen selbst helfen. Und als die Stadt New York, und damit faktisch auch der Staat New York, 1975 Pleite war, verweigerte sich die Bundesregierung unter Präsident Ford hartnäckig der Hilfe. New York verlor damals zeitweilig seine Autonomie und musste seine Steuereinnahmen auf Jahre hinaus an seine Gläubiger verpfänden. Der Harvard-Historiker Jeffrey A. Frieden hat dies auf einer Rede beim Verein für Socialpolitik am 5. September 2011 als Grund für die geringe Verschuldung der amerikanischen Staaten genannt und darauf hingewiesen, dass die fehlende Vergemeinschaftung der Haftung für die Schulden der Einzelstaaten der wesentliche Grund dafür ist, dass der amerikanische Wettbewerbsföderalismus funktioniert. Das Haftungsprinzip ist das Grundprinzip jeglichen rationalen Wirtschaftens und zugleich einer der Grundpfeiler der marktwirtschaftlichen Ordnung. Wer es preisgibt, legt die Axt an die ordnungspolitischen Grundlagen der Marktwirtschaft und setzt Europas Zukunft aufs Spiel.

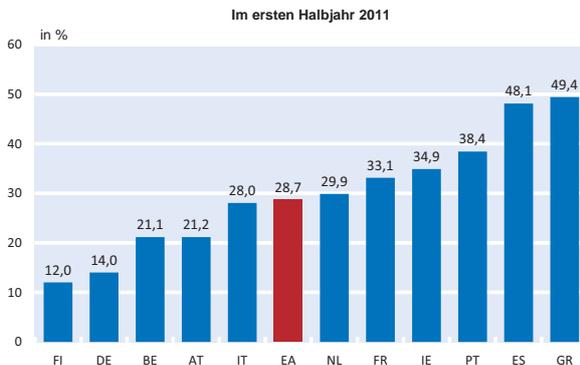
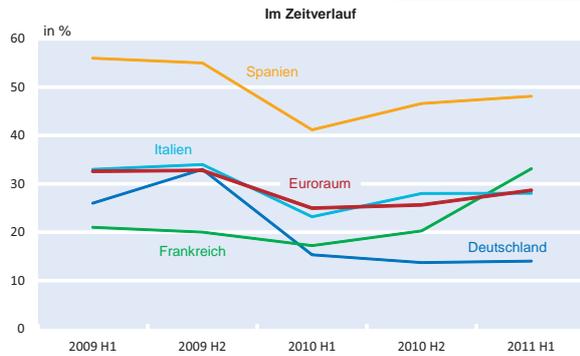
Literatur

- Amihud, Y. und H. Mendelson (1991), Liquidity, Maturity, and the Yields on U.S. Treasury Securities, *Journal of Finance* 46(4), 1411–1425.
- Aßmann, C. und J. Boysen-Hogrefe (2011), Determinants of Government Bond Spreads in the Euro Area: In Good Times as in Bad, *Empirica*, im Druck.
- BMF (2005), *Bericht des Bundesministeriums der Finanzen über die Kreditaufnahme des Bundes im Jahr 2005*, online verfügbar unter: http://www.bundesfinanzministerium.de/nm_1754/DE/BMF__Startseite/Service/Downloads/Abt_VII/Kreditaufnahmebericht_202005,templateld=raw,property=publicationFile.pdf.
- BMF (2010), *Bericht des Bundesministeriums der Finanzen über die Kreditaufnahme des Bundes im Jahr 2010*, online verfügbar unter: http://www.bundesfinanzministerium.de/nm_1754/DE/BMF__Startseite/Service/Broschueren__Bestellservice/Finanz__und__Wirtschaftspolitik/40250b__Kreditaufnahme__2010,templateld=raw,property=publicationFile.pdf.
- Boysen-Hogrefe, J. (2011), »Was kostet der Eurobond?«, *IfW Fokus* 102, Kiel.
- Bundesrepublik Deutschland Finanzagentur GmbH (2002), »Aktuelle Restlaufzeit bleibt bis Ende 2002 unverändert«, *Wertpapiere des Bundes* (Newsletter) (1).
- Bundesverfassungsgericht (2011), »Verfassungsbeschwerden gegen Maßnahmen zur Griechenland-Hilfe und zum Euro-Rettungsschirm erfolglos – Keine Verletzung der Haushaltsautonomie«, Pressemitteilung Nr. 55/2011, 7. September.
- Corsetti, G., K. Kuester, A. Meier und G. Müller (2011), »Sovereign Risk and the Effects of Fiscal Retrenchment in Deep Recessions«, mimeo.
- Favero, C., M. Pagano und E. von Thadden (2010), »How Does Liquidity Affect Government Bond Yields?«, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 45(1), 107–134.
- ifo Institut (2011), »Was kosten Eurobonds?«, Stellungnahme des ifo Instituts, 17. August, online verfügbar unter: http://www.cesifo-group.de/portal/page/portal/ifoHome/e-pr/e1pzt/_generic_press_item_detail?p_itemid=16419057.
- Sinn, H.-W. (2009), *Kasino-Kapitalismus. Wie es zur Finanzkrise kam, und was jetzt zu tun ist*, Econ, Berlin.
- Sinn, H.-W. und K. Carstensen (2010), »Ein Krisenmechanismus für die Eurozone«, *ifo Schnelldienst*, Sonderausgabe, 19. November.

Kasten 2.2
Finanzierungsbedingungen im Euroraum sehr unterschiedlich

Abb. 2.5

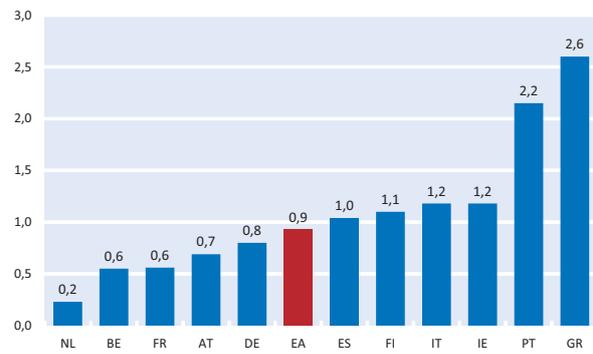
Kredithürde im Euroraum^{a)}



^{a)} Die Kredithürde misst den Anteil der Unternehmen in Prozent, der angibt, dass sich die Bereitschaft der Banken Kredite zu vergeben, in den letzten 6 Monaten verschlechtert hat.
 Quellen: EZB, Survey on the access to finance of SMEs in the euro area.

Abb. 2.6

Anstieg der Kreditzinsen zwischen Jan. 2010 und Sept. 2011^{a)}
 in Prozent



^{a)} Bei den Kreditzinsen handelt es sich um Zinsen für neuvergebene Kredite an nicht-finanzielle Kapitalgesellschaften mit einem Volumen von unter 1 Mio. Euro und einer Laufzeit von unter einem Jahr.
 Quelle: EZB.

Eine Möglichkeit, um eine erhöhte Eigenkapitalquote zu erreichen, besteht in der Verkürzung der Aktivseite der Bankenbilanz und damit einer Einschränkung der Kreditvergabe an den privaten Sektor. Umfragen unter Unternehmen liefern bereits erste Belege für das Vorliegen einer Kreditklemme in einigen Ländern des Euroraums. Im Rahmen des SAFE (»Survey on the Access to Finance of SMEs in the Euro Area«) fragen die EZB und die Europäische Kommission zweimal jährlich seit 2009 in allen Ländern des Euroraums, welche Faktoren aus Sicht der Unternehmen maßgeblich für die Verfügbarkeit von Bankkrediten sind. Ähnlich wie im ifo Konjunkturtest bezieht sich eine Frage auf die Bereitschaft der Banken zur Kreditvergabe während der vergangenen sechs Monate.^{a)} Während in den Peripherieländern in der aktuellen Umfrage vom Sommer dieses Jahres bis zu

50% der Unternehmen eine Verschlechterung der Kreditvergabebereitschaft angab, lag die Kredithürde in Ländern wie Deutschland oder Finnland nur knapp über 10% (vgl. Abb. 2.5).^{b)}

Ein weiterer Hinweis auf eine angebotsseitige Kreditverknappung in den Peripherieländern ist der vergleichsweise starke Anstieg der Kreditzinsen in den zurückliegenden Monaten (vgl. Abb. 2.6). Zwar wurden neuvergebene Kredite an nicht-finanzielle Kapitalgesellschaften in allen Ländern des Euroraums teurer und damit die Anhebung der Leitzinsen im April und im Juli dieses Jahres um insgesamt 0,5 Prozentpunkte weitergegeben. Allerdings war der Anstieg in den Peripherieländern bis zu fünf Mal höher, was in Kombination mit rückläufigen Kreditvolumina bei den ausstehenden Krediten in Griechenland, Irland, Spanien und Portugal auf das Vorliegen einer Kreditklemme schließen lässt.

^{a)} Genau genommen wird im ifo Konjunkturtest nach der aktuellen Bereitschaft der Banken gefragt, Kredite an Unternehmen zu vergeben. Die möglichen Antworten sind »entgegenkommend«, »normal« und »restriktiv«. Im Rahmen der EZB-Umfrage wird nach der Veränderung dieser Bereitschaft in den vergangenen sechs Monaten gefragt. Die möglichen Antworten sind »verbessert«, »unverändert« und »verschlechtert«. Bei einem etwaigen Vergleich der ifo Kredithürde (vgl. Abschnitt 3, Zu den Finanzierungsbedingungen in Deutschland) mit der Kredithürde der EZB muss dieser Unterschied in der Fragestellung berücksichtigt werden.

^{b)} Die Anzahl der teilnehmenden Unternehmen schwankt zwischen rund 5 300 und 8 300 Firmen für die gesamte Eurozone. Die Daten auf Länderebene sind allerdings nur für die größten Volkswirtschaften (Deutschland, Frankreich, Italien und Spanien) vom ersten Halbjahr 2009 an verfügbar. Die Daten für sieben weitere Länder (Belgien, Irland, Griechenland, Niederlande, Österreich, Portugal und Finnland) sind erst seit der aktuellen Erhebungswelle von April bis September 2011 erhältlich.

Target-Kredite, Leistungsbilanzsalden und Kapitalverkehr: Der Rettungsschirm der EZB

24. Juni 2011

1

Hans-Werner Sinn und Timo Wollmershäuser¹

Target-Kredite im Eurosystem – Die Stellungnahmen der Bundesbank – Was sind Target-Salden? – Kreditverlagerung – Zur ökonomischen Interpretation der Kreditverlagerung – Target-Kredite, Leistungsbilanz und Kapitalverkehr – Fünf vor zwölf – Target-Salden in den USA – Anhang: Antwort auf die Kritiker

Kurzfassung

Die Target-Salden der GIPS-Länder (Griechenland, Irland, Portugal, Spanien) betragen 314 Mrd. Euro im März 2011. Sie messen das Zusatzgeld, das ihre Notenbanken über das Maß hinaus verliehen haben, das für die eigene, innere Geldversorgung benötigt wurde. Das zusätzliche Geld wurde von den GIPS-Ländern verwendet, um einen Nettozufluss von Gütern und Vermögensobjekten wie Firmen, Aktien, Staatspapieren oder auch nur Bankforderungstiteln zu bezahlen.

- Der Anteil der GIPS-Länder am gesamten Bestand an Zentralbankkrediten im Eurosystem lag im März 2011 bei 66%, obwohl nur 18% der Wirtschaftsleistung auf sie entfällt.
- 90% der bis zu dem Zeitpunkt in den GIPS-Ländern ausgegebenen Zentralbankkredite waren Target-Kredite, also von den nationalen Notenbanken verliehenes Geld, das nun außerhalb des eigenen Währungsraums zirkuliert.
- 88% des gemeinsamen Leistungsbilanzdefizits der GIPS-Länder während der letzten drei Jahre wurde durch die Target-Kredite des EZB-Systems finanziert.

Als die Finanzkrise ausbrach und die privaten Kapitalmärkte nicht mehr bereit waren, den Ländern der europäischen Peripherie grenzenlosen Kredit zu gewähren, tat es die Europäische Zentralbank. Sie hat die Kreditvergabe der nationalen Notenbanken toleriert und auch aktiv unterstützt, indem sie sich mit immer weniger Sicherheiten bei ihrer Geld- und Kreditschöpfung begnügte. Die EZB hat richtig gehandelt, als die Krise hereinbrach, die Parlamente gar keine Zeit hatten zu reagieren und der Zusammenbruch von Volks-

wirtschaften verhindert werden musste. Es fand aber de facto ein gewaltiger Bailout statt, eine fiskalische Kreditgewährung, die in ihrem Kern keine Geldpolitik mehr ist. Die Zeit, die Parlamente einzuschalten, hätte es inzwischen lange gegeben.

Der Geldfluss von den GIPS-Ländern in die europäischen Kernländer, der durch die Target-Salden gemessen wird, hat dort die Kreditvergabe der jeweiligen Notenbanken an die Geschäftsbanken verdrängt, weil die Nachfrage nach Liquidität begrenzt war. Die empirischen Fakten, die wir hierzu zeigen, sind in diesem Punkte eindeutig. Da die zusätzliche Vergabe von Notenbankkrediten in den GIPS-Länder zum Zweck des Erwerbs ausländischer Güter oder Vermögensobjekte weder den Trend noch die internationale Verteilung der Geldmenge verändert hat, führte sie in vollem Umfang zu einer Verminderung der Zentralbankkredite in den Kernländern des Eurogebietes. Die jährliche Kreditverlagerung während der letzten drei Jahre lag bei etwa 100 Mrd. Euro.

Die Bundesbank war bei den Target-Krediten insofern im Spiel, als das in den GIPS-Länder frisch „gedruckte“ Geld fast vollständig in ihr Hoheitsgebiet floss und dort das kreditgeschöpfte Zentralbankgeld eins zu eins verdrängte. Beim Außenhandel und als sicherer Hafen in der Zeit der Kapitalflucht spielte Deutschland eine wichtige Rolle. Die Bundesbank hat zwar zum Ausgleich für die Kredite, die sie sonst hätte an das deutsche Geschäftsbankensystem geben können, und damit indirekt auch für die deutsche Hergabe von Gütern und Vermögensobjekten, eine Forderung gegen das Eurosystem erhalten, doch wie sicher diese Forderung ist, ist debattierbar. Wenn, was wir für unwahrscheinlich halten, aber doch viele befürchten, die GIPS-Länder zahlungsunfähig werden sollten, werden auch die Sicherheiten, die ihre Notenbanken annahmen, nicht mehr viel wert sein, zumal sie zu großen Teilen aus Staatspapieren bestehen. Die Bundesrepublik Deutschland träge dann ein Verlust von etwa einem Drittel der Target-Kredite des Eurosystems an die GIPS-Staaten, über 100 Mrd. Euro.

Die Finanzierung der Peripherie der Euroländer durch die Verlagerung des Zentralbankkredits aus den Kernländern stößt schon bald an ihr natürliches Ende, nämlich dann, wenn der Bestand an Zentralbankkredit in den Kernländern verbraucht ist. Nach unserer Schätzung wäre das im Jahr 2013 der Fall, wenn die Staatengemeinschaft den GIPS-Ländern keine Hilfskredite gäbe. Der für das Jahr 2013 vorgesehe-

¹ Wir danken Jürgen Gaulke, Marga Jennewein, Michael Kleemann, Wolfgang Meister, Beatrice Scheubel, Christoph Zeiner, Paul Kremmel, Julio Saavedra und Heidi Sherman für technische Hilfestellungen. Für ausführliche Gespräche danken wir Mario Draghi, Otmar Issing, Georg Milbradt, Helmut Schlesinger, Christian Thimann, Gertrude Tumpel-Gugerell, Jean-Claude Trichet und Martin Wolf, natürlich, ohne sie damit in irgendeiner Weise für unsere Meinung vereinnahmen zu wollen. Der Argumentationsgang und wesentliche Graphiken wurden bereits präsentiert auf folgenden Vorträgen von H.-W. Sinn: internes Seminar, Banca d'Italia, 22. April 2011; öffentlicher Vortrag, Humboldt-Universität zu Berlin, 9. Mai 2011; Einführung, Munich Economic Summit, 19. Mai 2011. Wir danken Michael Burda für den formellen Diskussionsbeitrag zum Berliner Vortrag. Videolink zum Vortrag in Berlin: http://www.cesifo-group.de/portal/page/portal/ifo-Home/c-event/c3individualevents/_event_20110509. Es handelt sich hier um eine Aktualisierung einer Version, die am 22. Juni 2011 bei einem internen Pressegespräch in Frankfurt, in einer Vorfassung verteilt und diskutiert wurde. Wir danken den Teilnehmern dieses Gesprächs für nützliche Kommentare.

ne Europäische Stabilisierungsmechanismus (ESM) kommt daher zum rechten Zeitpunkt, und man kann ihn vermutlich auch politisch so erklären. Der ESM musste kommen, weil das Potenzial für die Kreditverlagerung in die Peripherie bald erschöpft ist. Wollte die EZB ihre Politik der Sonderkreditvergabe trotz der Erschöpfung an die peripheren Staaten weiter fortsetzen, so müsste sie entweder eine inflationäre Aufblähung der Geldmenge akzeptieren oder das den Kernländern zufließende Geld durch Goldverkäufe oder eine Begebung eigener Notenbankanleihen sterilisieren.

Es ist debattierbar, welche Wirkungen die Kreditverlagerung in Höhe von 314 Mrd. Euro an die GIPS-Länder auf die Wirtschaft der Kernländer hatte und weiterhin haben wird. Auf jeden Fall handelte es sich um einen echten Kredit der Staatengemeinschaft an die GIPS-Länder, die sie wie jeder andere Kredit in die Lage versetzte, sich mehr Güter und Vermögensobjekte im Ausland zu kaufen, als es ihnen sonst möglich gewesen wäre. Im Hinblick auf die Haftung, die internationale Verteilung der Geldmenge, die internationalen Zahlungsvorgänge, die Kreditbeziehungen zwischen den Staaten und den tatsächlich herbeigeführten Ressourcetransfer lässt sich der Vorgang vergleichen mit einer besonderen Form von gemeinsam anteilig garantierten Eurobonds zur Finanzierung einer Kreditvergabe an die GIPS-Länder, die eine europäische Zentralinstanz an den deutschen Staat verkauft, wofür sich dieser dann neu am Kapitalmarkt verschuldet. Dass bei echten Eurobonds der Kredit an die Staaten direkt fließen würde, während er im Fall der Kreditvergabe durch das Eurosystem an die jeweilige Notenbank floss und dann von dort aus über die Geschäftsbanken weiterverteilt wurde, sei es an die Staaten, indem diese Banken Staatspapiere erwarben, sei es an die private Wirtschaft durch eine Kreditvergabe an sie, ist ökonomisch kein allzu wichtiger Unterschied. Es ist auch nicht wirklich wichtig, dass die Bundesbank statt des deutschen Staates in Form ihrer Target-Forderung den Forderungstitel erwarb, denn sie gehört ja dem Staat. Der Unterschied zu echten Eurobonds ist nur, dass die Geschäftsbanken der GIPS-Länder nach eigenem Gusto über diesen Kredit verfügen konnten, sofern sie Sicherheiten boten, und dass die Notenbanken der Kernländer den Kauf der impliziten Eurobonds nicht ablehnen konnten. Was immer letztendlich die ökonomischen Wirkungen der Kreditverlagerung auf die beteiligten Ökonomien waren und was immer die Risiken für die Geberländer sind: Sie sind bei der Kreditverlagerung der EZB die gleichen, wie sie von einer Vergabe von Eurobonds mit anteiliger Gemeinschaftshaftung ausgegangen wären.

Die Möglichkeit, Target-Kredite aufzunehmen, ist ein wesentlicher und systemgefährdender Konstruktionsfehler des Euroverbunds, der erst durch die europäische Schuldenkrise aufgedeckt wurde. Er lädt zur Selbstbedienung der kredit schwachen Mitglieder des Euroverbunds auf Kosten der stärkeren Euroländer ein und führt zu riesigen Außenschul-

den. Deshalb hat das amerikanische Zentralbanksystem diesen Krediten die Attraktivität genommen. Dort müssen negative Salden des Interdistrict Settlement Account, die das Analogon der Target-Salden sind, jedes Jahr im April durch goldgedeckte Wertpapiere oder andere marktfähige und normal verzinsten Wertpapiere bezahlt werden. In den USA wird es einem Distrikt der Zentralbank Federal Reserve (es gibt davon zwölf) nur dann erlaubt, mehr Geld zu drucken, als im Inneren verwendet wird, wenn dieser Distrikt dafür echte, marktgängige Vermögensobjekte an andere Distrikte überträgt.

Ein Distrikt, der mehr Güter importieren will, als er exportiert, muss sich dafür in anderen Distrikten einen privaten Kredit besorgen oder die District-Fed muss marktgängige Vermögensobjekte hergeben, um den Kapitalimport durch das Zentralbanksystem zu Marktkonditionen zu realisieren, und ein Distrikt, dessen Bürger per saldo Vermögensobjekte in anderen Distrikten erwerben wollen, muss dafür mehr Güter exportieren, als er importiert. Mit dem bloßen Anwerfen der Geldpresse, wie im Euroraum, darf er seine Wünsche jedenfalls nicht befriedigen.

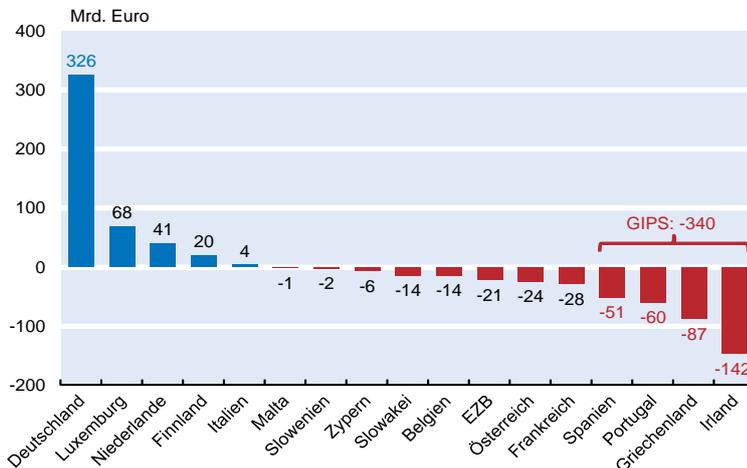
Wir empfehlen der Europäischen Union, die US-amerikanischen Regeln in diesem Punkte zu übernehmen, wobei wir Übergangsregeln für überschuldete Staaten für notwendig halten. Zugleich empfehlen wir der Staatengemeinschaft, ihre neuen Rettungssysteme knapp zu halten und Obacht zu haben, dass sie nicht zu einer Politik der lockeren Budgetbeschränkungen missbraucht werden. Wir sind aber nicht grundsätzlich gegen Rettungssysteme, und wir halten es für einen Fehler, dass sie im Maastrichter Vertrag für den Krisenfall nicht spezifiziert wurden. Wir schließen uns in dieser Hinsicht den Vorschlägen der European Economic Advisory Group at CESifo für eine wohlspezifizierte Prozedur mit einer Beteiligung der Gläubiger an, die im Frühjahr dezidierte Vorschläge für eine Krisenprozedur erarbeitet hat. Ferner verweisen wir auf unsere einschlägigen Vorschläge zur Regulierung des Bankensektors.

Target-Kredite im Eurosystem

Vor und neben den offiziellen Hilfsaktionen der Eurostaaten für Griechenland, Irland und Portugal hat es im Rahmen des innereuropäischen Zahlungssystems TARGET schon umfangreiche Kredite für diese Länder im Rahmen des Europäischen Zentralbanksystems gegeben. Es handelte sich um Refinanzierungskredite und Notfallkredite (Emergency Liquidity Assistance), die weit über die Geldversorgung für Transaktionszwecke in diesen Ländern hinausgingen. Offiziell heißen diese Kredite Target-Salden, aber es waren, wie noch zu zeigen sein wird, tatsächlich Kredite, die ökonomisch mit kurzfristigen Eurobonds vergleichbar sind und einen fiskalischen Charakter hatten. So hatte Deutschland

Abb. 1

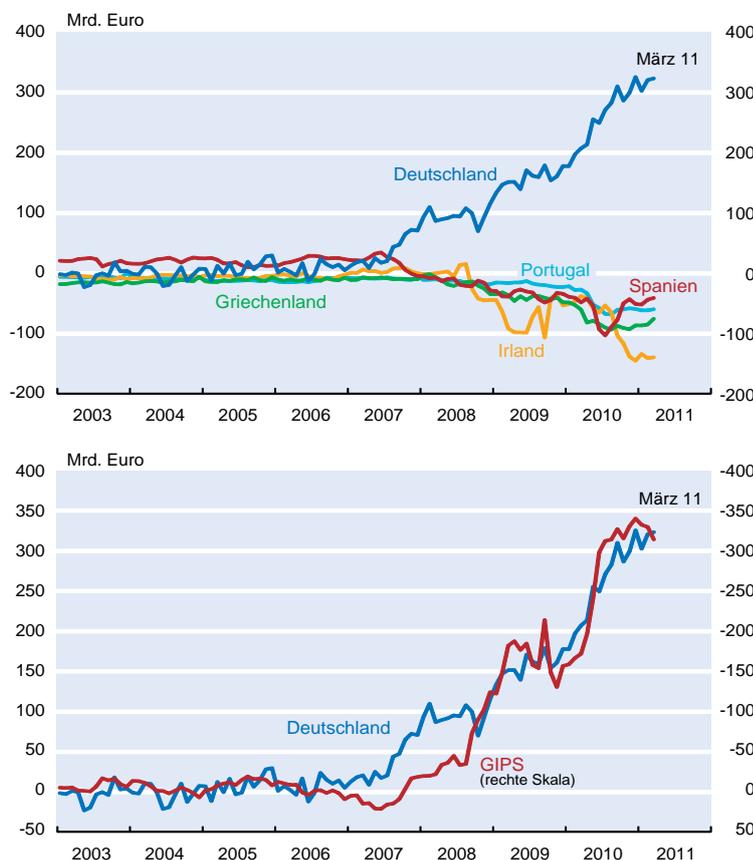
Target-Salden im Euroraum
Ende 2010; in Mrd. Euro



Quellen: Eigene Berechnungen sowie Deutsche Bundesbank, „Die Entwicklung des TARGET2-Saldos der Bundesbank“, Monatsbericht 63 (3), 18. März 2011, S. 35; J. Whittaker, „Intra-eurosystem Debts“, Lancaster University Management School, 30. März 2011, S. 1; H.-W. Sinn, „Neue Abgründe“, Wirtschaftswoche, Nr. 8, 21. Februar 2011, S. 35.

Abb. 2

Nettoforderungen nationaler Notenbanken im Zusammenhang mit Transaktionen im Eurosystem
in Mrd. Euro



Quellen: Deutschland: Bundesbankstatistik, Zeitreihe EU8148 (vgl. Fn. 4); Spanien: monatlicher Bilanzausweis der Banco de España; übrige Länder: IWF, International Financial Statistics (Target-Forderungen = Nettoforderungen im Eurosystem minus intra-Eurosystemforderungen im Zusammenhang mit der Ausgabe von Banknoten); Berechnungen der Autoren.

bis zum Jahresende 2010 für 326 Mrd. Euro Forderungen gegen das Eurosystem² aufgebaut, und die aggregierten Verbindlichkeiten der GIPS-Länder, also Griechenlands, Irlands, Portugals und Spaniens, gegen das Eurosystem lagen bei 340 Mrd. Euro. Dies zeigt Abbildung 1. Allein Irland hatte für 142 Mrd. Euro Verbindlichkeiten angehäuft und Griechenland für 87 Mrd. Euro. Da die Notenbanken Europas nach wie vor den Nationalstaaten gehören und nur bestimmte Aktivitäten auf die von ihnen gemeinsam gegründete Europäische Zentralbank verlagert haben, sind die Target-Salden zugleich Forderungen und Verbindlichkeiten der jeweiligen Nationalstaaten. Sie werden zum Hauptrefinanzierungssatz der EZB verzinst, zu dem die Geschäftsbanken Kredite in Form neu geschaffenen Geldes von der EZB erwerben können.³

Die Target-Salden blieben lange Zeit unerkannt, weil sie in der Bilanz der EZB nicht verbucht sind. Sie sind aber, wenn auch etwas versteckt, in den Bilanzen der nationalen Notenbanken enthalten. Man kann sie aus den veröffentlichten Zahlenwerken rekonstruieren.⁴ Außerdem finden sie sich in

² Das Eurosystem besteht aus der Europäischen Zentralbank (EZB) und 17 nationalen Notenbanken in der Eurozone.

³ Deutsche Bundesbank, Brief an das ifo Institut vom 18. März 2011; vgl. Deutsche Bundesbank, *Geschäftsbericht*, Frankfurt am Main 2010, S. 176.

⁴ Bei der Bundesbank sind die Target-Salden im konsolidierten Ausweis des Monatsberichts in der Position »Sonstige Aktiva« (Bundesbankstatistik Zeitreihe TUB618) mit enthalten. Am Jahresende 2010 betrug der bilanzierte Wert der Sonstigen Aktiva 355,9 Mrd. Euro; Ende 2006 lag dieser Wert bei lediglich 24,8 Mrd. Euro. Im Geschäftsbericht der Bundesbank werden die Sonstigen Aktiva weiter aufgeschlüsselt. Neben den Forderungen innerhalb des Eurosystems, die die Target-Forderungen sowie die Eigenkapitalforderungen der Bundesbank gegenüber der EZB und die Forderungen aus der Übertragung von Währungsreserven auf die EZB umfassen, sind dort unter den Sonstigen Aktiva auch Scheidemünzen, Sachanlagen und immaterielle Anlagewerte, Finanzanlagen, Neubewertungsposten aus außerbilanziellen Geschäften und Rechnungsabgrenzungsposten erfasst. Die Forderungen der Bundesbank innerhalb des Eurosystems lagen zum Ende des Jahres 2006 bei 18,3 Mrd. Euro. Davon entfielen 5,4 Mrd. Euro auf die Target-Forderungen und der Rest auf den Eigenkapitaleinschuss der Bundesbank und Forderungen aus der Übertragung von Währungsreserven. Auf die übrigen Positionen der Sonstigen Aktiva entfielen damals 6,4 Mrd. Euro. Am Jahresende 2010 lagen die Forderungen innerhalb des Eurosystems bei 337,9 Mrd. Euro, und der Eigenkapitaleinschuss (inkl. Übertragung von Währungsreserven) betrug 12,3 Mrd. Euro, was einen Target-Saldo von 325,6 Mrd. Euro ausmachte. Auf die übrigen Positionen der Sonstigen Aktiva entfielen zu dem Zeitpunkt 18 Mrd. Euro.

der Zahlungsbilanzstatistik wieder. Dort werden sie als Stromgröße in der Kapitalverkehrsbilanz unter der Position »Übriger Kapitalverkehr mit dem Ausland« der jeweiligen nationalen Notenbank und als Bestandsgröße in der Auslandsposition der jeweiligen nationalen Notenbank als »Forderung/Verbindlichkeit innerhalb des Eurosystems« ausgewiesen.⁵

Viele meinen, bei den Target-Salden handele es sich um normale Begleiterscheinungen des Eurozahlungssystems, wie sie nun einmal in einem Währungssystem auftauchen. Diese Einschätzung wird schon durch die Dramatik der Entwicklung, die in Abbildung 2 deutlich wird, widerlegt. Offenbar wuchsen die Target-Salden erst ab Mitte 2007, als der Interbankenmarkt in Europa das erste Mal zusammengebrochen war. Vorher waren sie nahe null. So lag der deutsche Saldo im Jahr 2006 nur bei etwa 5 Mrd. Euro. Bemerkenswert ist, dass es eine weitgehende, wenn auch nicht perfekte Korrelation zwischen dem Anstieg der deutschen Target-Forderungen und dem Anstieg der Verbindlichkeiten der GIPS-Staaten gab. Es waren auch noch andere Länder involviert, aber sie waren, wie Abbildung 1 zeigt, von geringerer Bedeutung. Auf der Seite der Kreditgeber stehen noch Luxemburg und die Niederlande und unter den Kreditnehmern Frankreich und Österreich hervor.⁶ Der Kern des Geschehens liegt offenbar bei den GIPS-Staaten und der Bundesrepublik Deutschland.

Der Umfang der über das Target-System geflossenen Kredite Deutschlands (und der anderen Länder mit positiven Target-Salden) an die GIPS-Länder übersteigt die bislang an die Krisenländer gezahlten offiziellen Hilfsmittel durch die Länder der EU bei weitem. Bis Mai 2011 erhielt Griechenland im Rahmen der im April 2010 vereinbarten Greek Loan Facility 38 Mrd. Euro; Irland nahm bislang Finanzmittel im Rahmen des European Financial Stabilisation Mechanism und der European Financial Stability Facility in Höhe von 11,7 Mrd. Euro in Anspruch. Selbst wenn alle zur Verfügung stehenden Kredite, die sich einschließlich des im Mai 2011 für Portugal vereinbarten Hilfspakets auf 172 Mrd. Euro belaufen, ausbezahlt würden, wären die offiziell von der

Staatengemeinschaft beschlossenen Unterstützungskredite nur halb so hoch wie die über das Zahlungssystem der Zentralbanken bereitgestellten Kredite.

Die Stellungnahmen der Bundesbank

Nachdem H.-W. Sinn mit Veröffentlichungen in der Wirtschaftswoche, der Süddeutschen Zeitung und der FAZ das Thema der Target-Salden erstmals in der Öffentlichkeit aufgebracht und auf die Risiken hingewiesen hatte⁷, reagierte die Bundesbank mit verschiedenen, fast gleichlautenden Stellungnahmen. Einen Tag nach der ersten Veröffentlichung von H.-W. Sinn vom 21. Februar 2011 bestätigte sie zwar die vom ifo Institut berechnete Zahl von 326 Mrd. Euro für

⁷ Die Problematik wurde zuerst öffentlich diskutiert bei: H.-W. Sinn, »Neue Abgründe«, *Wirtschaftswoche*, Nr. 8, 21. Februar 2011, S. 35, auch veröffentlicht auf Deutsch und auf Englisch als H.-W. Sinn, »Abgründe«, *ifo Standpunkt* Nr. 122, 29. März 2011, bzw. »Deep Chasms«, *ifo Viewpoint* No. 122, 29. März 2011. Zu der Kolumne wurden daraufhin mehrere Editorials geschrieben: K. Handschuch, »Versteckte Krisenhilfe«, *Wirtschaftswoche*, Nr. 8, 21. Februar 2011, S. 8., H. Krumrey, »Am Bundestag vorbei«, *Wirtschaftswoche*, Nr. 9, 28. Februar 2011, S. 26, und M. Fischer, »Große Summen«, *Wirtschaftswoche*, Nr. 9, 28. Februar 2011, S. 26. Dann folgte, einen Tag nach der internationalen Veröffentlichung der Übersetzung des Artikels aus der Wirtschaftswoche vom 21. Februar als *ifo Viewpoint*, eine ähnliche Stellungnahme von J. Whittaker, »Intra-eurosystem Debt«, Lancaster University – Management School, 30. März 2011. In der Gemeinschaftsdiagnose der Wirtschaftsforschungsinstitute wurde der Sachverhalt kurz aufgegriffen, aber nicht problematisiert: Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose, »Aufschwung setzt sich fort – Europäische Schuldenkrise noch ungelöst«, *ifo Schnelldienst* 64(8), 20. April 2011, S. 50. Zwei frühere Beiträge eines Mitarbeiters der Deutschen Bank zur Target-Problematik wurden uns am 9. Mai 2011 von Thomas Mayer von der Deutschen Bank übermittelt: In P.M. Garber, »Notes on the Role of Target in a Stage III Crisis«, *NBER Working Paper* 6619, Juni 1989, wurde die Schutzfunktion des Target-Systems gegenüber möglichen spekulativen Angriffen in der Übergangsphase zwischen der virtuellen (1999) und der physischen (2002) Einführung des Euro analysiert. Ferner gibt es einen internen, nach unserer Kenntnis bislang nicht veröffentlichten internen Text der Deutschen Bank, P.M. Garber, »The Mechanics of Intra Euro Capital Flight«, Deutsche Bank, *Economics Special Report*, 10. Dezember 2010, in dem bereits sehr deutlich auf die aktuelle Problematik der Target-Salden hingewiesen wird. In H.-W. Sinn, »Tickende Zeitbombe«, *Süddeutsche Zeitung*, Nr. 77, 2. April 2011, S. 24, wurde das Risiko der Target-Salden für die Bundesrepublik Deutschland beziffert und mit den anderen Rettungssystemen der Euroländer und des IWF in Beziehung gesetzt. Einen Kommentar dazu schrieb M. Beise, »Die Wahrheit über den Euro«, *Süddeutsche Zeitung*, Nr. 83, 9. April 2011, S.23. In H.-W. Sinn, »Die riskante Kreditersatzpolitik der EZB«, *Frankfurter Allgemeine Zeitung*, Nr. 103, 4. Mai 2011, S. 10, sowie ders., »Target-Salden, Außenhandel und Geldschöpfung«, *ifo Schnelldienst* 64(9), 2011, wurde der Zahlungsvorgang das erste Mal im Zusammenhang mit Leistungsbilanzungleichgewichten interpretiert. Siehe dazu ferner, H.-W. Sinn, »Die heimlichen Kredite«, *Handelsblatt*, Nr. 88, 6./7. Mai 2011, S. 72, auch erschienen als »The ECB's Secret Bailout Strategy«, *Project Syndicate*, April 2011. Viel Aufmerksamkeit fand H.-W. Sinn, »The ECB's Stealth Bailout«, *VOX*, 1. Juni 2011, www.voxeu.org/index.php?q=node/6599, und eine Stellungnahme in der *Financial Times* zu einem Vortrag von H.-Sinn am 19. Mai auf dem Munich Economic Summit. Siehe M. Wolf, »Intolerable Choices for the Eurozone«, *Financial Times*, Nr. 37, 632, 1. Juni 2011, S. 9. Eine erweiterte deutsche Fassung des VOX-Artikels wurde veröffentlicht als: H.-W. Sinn, »Das unsichtbare Bail-out der EZB«, *Ökonomenstimme*, 11. Juni 2011, <http://www.oekonomenstimme.org/artikel/2011/06/das-unsichtbare-bail-out-der-ezb/>. In H.-W. Sinn, »Eine Einladung zur Selbstbedienung«, *Handelsblatt* vom 14. Juni 2011, S. 9, sowie ders., »On and off Target«, *VOX*, 14. Juni 2011, <http://www.voxeu.org/index.php?q=node/6644>, findet sich der Versuch, einige verbreitete Missverständnisse und Fehlinterpretationen in der mittlerweile nicht mehr überschaubaren Internet-Literatur zu dem Thema aufzuklären. Mehr Literatur wird im Laufe dieses Beitrags zitiert.

⁵ Die in der Auslandsposition der Bundesbank aufgeführten Forderungen innerhalb des Eurosystems (nach Abzug der Beteiligung am Kapital der EZB und den Forderungen aus der Übertragung von Währungsreserven auf die EZB) stiegen von 5,4 Mrd. Euro Ende 2006 auf 325,6 Mrd. Euro Ende 2010 (Bundesbankstatistik Zeitreihe EU8148). Hier handelt es sich wieder um die Target-Salden, wie sie sich auch aus der Bilanz der Bundesbank errechnen lassen. Die in der Kapitalverkehrsbilanz akkumulierten Kapitalexperte der Bundesbank (Unterkategorie Bankguthaben, Bundesbankstatistik Zeitreihe EU4678) über die Jahre 2007 bis 2010 betragen 319,3 Mrd. Euro und waren damit nahezu genauso hoch wie die Differenz der Target-Salden der Bundesbank zwischen Ende 2010 und Ende 2006, die bei 320,2 Mrd. Euro lag.

⁶ Unter den Target-Verbindlichkeiten sind auch Nettoschulden der EZB in Höhe von 21 Mrd. Euro verbucht. Sie sind das Gegenstück zu Forderungen der nationalen Zentralbanken gegenüber der EZB, die im Austausch gegen Wertpapiere eingeräumt wurden, die von diesen Zentralbanken im Auftrag der EZB erworben und an sie weitergereicht wurden. Vgl. Europäische Zentralbank, *Jahresbericht 2010*, Frankfurt am Main 2010.

die Nettoforderungen der Bundesbank zum Ende des Jahres 2010.⁸ Sie versuchte aber, in der Pressenotiz und den anderen Stellungnahmen das Thema herunterzuspielen. Im Wesentlichen sagte sie⁹:

1. Die Target-Salden seien bedeutungslos, weil sie sich im Euroraum aufheben.
2. Deutschlands Risiko bestehe nicht in den Forderungen der Bundesbank, sondern in den Verbindlichkeiten der GIPS-Länder. Deutschland hafte hierfür mit seinem Kapitalanteil an der EZB. Auch wenn andere Länder als Deutschland die Target-Forderungen gegen die EZB aufgebaut hätten, würde Deutschland in gleichem Umfang haften.
3. Die Salden stellten kein eigenes Kreditrisiko dar, das über die Risiken der Refinanzierungsgeschäfte hinausgehe.

Punkt 1 ist korrekt, aber nichtssagend. Auch bei den Krediten der Euroländer an Griechenland heben sich die Salden im Euroraum auf, ohne dass dies für die Gläubigerländer beruhigend wäre.

Punkt 2 ist korrekt. In der Tat hat Deutschland eine Forderung gegen das Eurosystem und das Eurosystem eine solche gegen die Notenbanken der GIPS-Länder. Fallen letztere aus und lassen sich die Sicherheiten für die dort vergebenen Refinanzierungskredite, größtenteils ohnehin Staatspapiere, nicht einlösen, haftet Deutschland mit seinem Kapitalanteil an der EZB in Höhe von etwa 33% der 340 Mrd. Euro GIPS-Schulden, etwa 114 Mrd. Euro. So war es vom ifo Institut berechnet und am 2. April publiziert worden.¹⁰ Eine Aussage über die Wahrscheinlichkeit eines solchen Szenariums ist nicht getroffen worden. Wir halten sie für klein. Es geht nur um den Value at Risk.

Die Forderungen der Bundesbank selbst stehen allerdings auch insofern direkt im Risiko, als bei einem möglichen Ende des Euro, wie sie von angelsächsischen Ökonomen für möglich, wenn nicht wahrscheinlich gehalten wurde¹¹, nicht davon auszugehen ist, dass die ehemaligen Mitglieder des Eurosystems eine Nachschusspflicht anerkennen werden. Dieser Sachverhalt liegt rechtlich in einer Grauzone. Es ist nicht auszuschließen, dass Deutschland in diesem noch un-

wahrscheinlicheren Fall seine Forderungen von derzeit über 320 Mrd. Euro abschreiben müsste.

Wir selbst halten diesen Fall weder für wahrscheinlich noch für wünschenswert. Aus vielerlei Gründen glauben wir, dass der Euro unverzichtbar für die wirtschaftliche Integration Europas und die Fortsetzung des europäischen Einigungswerks ist. Wir vermuten, dass die jetzigen Schwierigkeiten noch zu den Geburtsproblemen der neuen Währung gehören und Herausforderungen stellt, die Europa wird meistern können. Dazu gehört es aber auch, sich über die Target-Problematik vollständige Klarheit zu verschaffen.

Die unter Punkt 3 getätigte Aussage ist im strengen Sinne korrekt, sie verdeckt aber die Problematik eher, als dass sie sie erhellt. Zwar entstehen die Target-Salden im Wesentlichen durch normale Refinanzierungskredite des Eurosystems, wenn man einmal von den ELA-Krediten absieht, die auf eigene Rechnung der nationalen Notenbanken gegen geringe Sicherheiten vergeben werden. Sie messen aber eine Zusatzkreditvergabe, die in exorbitantem Umfang über die normale Geldversorgung eines Staates hinausgeht, einen fiskalischen Charakter hat und unter den Bedingungen des US-amerikanischen Währungssystem nicht möglich gewesen wäre. Dazu mehr in diesem Aufsatz.

Was sind Target-Salden?

TARGET ist ein schillernder Begriff mit mehreren Bedeutungen, die man auf den ersten Blick nicht zusammenbringt.

1. Der Begriff TARGET selbst ist ein Acronym, das für *Trans-European Automated Real-time Gross Settlement Express Transfer* steht. Es handelt sich dabei um das zentrale europäische Zahlungsverkehrssystem, mit Hilfe dessen die Geschäftsbanken des einen Landes Zahlungen an die Geschäftsbanken eines anderen Landes leisten.
2. Target-Salden sind Schulden und Verbindlichkeiten der einzelnen Notenbanken des Euroraums gegenüber dem europäischen Zentralbankensystem, die so in den Bilanzen der nationalen Notenbanken verbucht sind.
3. Target-Schulden messen den Teil der originären Zentralbankgeldschöpfung einer nationalen Notenbank, der über die im eigenen Land vorhandene Zentralbankgeldmenge hinausgeht und für den Nettoerwerb von Gütern

⁸ Vgl. H.-W. Sinn, »Neue Abgründe«, *Wirtschaftswoche*, a.a.O.; Deutsche Bundesbank, »TARGET2-Salden der Bundesbank«, Pressenotiz der Bundesbank vom 22. Februar 2011. (Im Internet hat die Presseabteilung der Bundesbank diese Pressenotiz, jedenfalls bei der Abfassung dieser Zeilen, irrtümlicherweise auf den 22. Januar 2011, also einen Monat vor der Stellungnahme in der Wirtschaftswoche, datiert.)

⁹ Deutsche Bundesbank, »TARGET2-Salden der Bundesbank«, Pressenotiz vom 22. Februar 2011, und Deutsche Bundesbank, »Die Entwicklung des TARGET2-Saldos der Bundesbank«, *Monatsbericht* 63(3), 2011, S. 34f. Deutsche Bundesbank, Brief an das ifo Institut vom 18. März 2011. Ähnlich auch S. Ruhkamp, »Misstrauen lähmt den Geldverkehr«, *Frankfurter Allgemeine Zeitung*, Nr. 92, 19. April 2011, S. 11.

¹⁰ Vgl. H.-W. Sinn, »Tickende Zeitbombe«, a.a.O. 33% der Forderungen Deutschlands in Höhe von 326 Milliarden Euro hätten einem Betrag von 108 Milliarden Euro entsprochen.

¹¹ P. Krugman, »The Euro Trap«, *New York Times*, 29. April 2010, <http://www.nytimes.com/2010/04/30/opinion/30krugman.html?ref=paulkrugman>; M. Feldstein, »The Political Economy of the European Economic and Monetary Union: Political Sources of an Economic Liability«, *The Journal of Economic Perspectives* 11(4), 1997, S. 23–42; M. Friedman, »Why Europe Can't Afford the Euro – The Danger of a Common Currency«, *The Times*, 19. November 1997; ders., »Auf Kosten Dritter«, *Capital* Heft 12, 11. Juli 2002, S. 18. Friedman sagt dort: »Der Euro wird in 5 bis 15 Jahren auseinanderbrechen.« Vgl. ferner, ders., »Ich sage, der Euro wird bald wieder auseinanderbrechen«, *Die Presse*, 12. Dezember 1997, S. 23.

und Vermögensobjekten in anderen Euroländern verwendet wurde. Entsprechend messen Target-Forderungen den Überschuss der in einem Land vorhandenen Zentralbankgeldmenge über die in diesem Land selbst originär geschöpfte Zentralbankgeldmenge, der durch den Nettoverkauf von Gütern und Vermögensobjekten an andere Euroländer entstand.¹²

Aus ökonomischer Sicht ist insbesondere die dritte Definition relevant für eine Beurteilung der Target-Salden. Dabei bezeichnen wir als »originär« geschöpfte Zentralbankgeldmenge die in einem Land durch Devisenkäufe, Goldkäufe und Kredite der nationalen Notenbank entstandene Zentralbankgeldmenge im Unterschied zu der »sekundären« Zentralbankgeldmenge, die im Zuge von Überweisungsvorgängen im Rahmen des Target-Systems zustande kam. Mit dem Begriff »Vermögensobjekte« meinen wir alles, was unter dem privaten und öffentlichen Kapitalverkehr normalerweise erfasst wird, also Aktien, Wertpapiere, Immobilien, Unternehmen, vor allem auch Forderungstitel jedweder Art wie z.B. Depositen, Schuldverschreibungen oder Wechsel. Nicht gemeint sind die Target-Forderungen selbst.

Als Zentralbankgeld bezeichnet man das Geld, das die Geschäftsbanken auf ihren Konten bei den jeweiligen nationalen Notenbanken halten und Bargeld, das sie als Bestand für den Bargeldabhub ihrer Kunden besitzen oder das unter den Kunden bzw. allgemein den privaten Nichtbanken in Umlauf ist. Seit Keynes hat sich hier die Bezeichnung M0 eingeprägt. Alternativ spricht der Ökonom von der »Geldbasis«. Zusätzlich zur Geldbasis gibt es auch noch Giralgeld, welches die Geschäftsbanken in gewisser Proportion zur Geldbasis durch Kreditvergabe schöpfen und ihren Kunden als Depositen zur Verfügung stellen. Wenn wir in diesem Artikel von Geld und Geldmenge reden, meinen wir ohne weitere Spezifikation stets das Zentralbankgeld. Das Verhältnis von Depositen zur Geldbasis ist normalerweise relativ konstant, da es sich vorwiegend aus der Verpflichtung der Geschäftsbanken ergibt, einen festgelegten Anteil ihrer Depositen als Mindestreserve auf den Konten bei den jeweiligen nationalen Notenbanken zu halten. In Krisenzeiten kann sich dieses Verhältnis allerdings verringern, wenn Bankkonkurse oder gar Währungsaustritte erwartet werden.

Wir betonen, dass sich alle von uns verwendeten Daten auf die offiziellen Statistiken beziehen und wir als die in einem Land vorhandene Geldmenge jene Geldmenge ansehen, die in der Bilanz der jeweiligen Nationalbank verbucht ist. Nach unserer Kenntnis gibt es keine Daten über den internationalen Bargeldverkehr außerhalb des Bankensystems. Wie viele Koffer voller Geld heimlich die Grenzen passieren, weiß

niemand. Da es in Europa keine Einschränkungen für internationale Banküberweisungen, wohl aber eine Anmeldepflicht für größere Bargeldtransporte gibt, vermuten wir, dass dieser Teil des Geschehens in dem von uns betrachteten Zeitfenster eher unbedeutend war.

Um zu verstehen, wie die verschiedenen Target-Definitionen zusammenhängen, muss man sich klar machen, wie Zahlungsvorgänge zwischen Banken ablaufen. Wenn Bankkunden Überweisungen von einer Bank zur anderen in Auftrag geben, fließt zwischen den Banken grundsätzlich Zentralbankgeld. Überweist der griechische Käufer einer Ware Geld von seinem Girokonto auf das Girokonto eines Verkäufers bei einer anderen griechischen Bank, wird Geld vom Notenbankkonto seiner Bank abgebucht und dem Notenbankkonto der Bank des Verkäufers gutgeschrieben. Die zahlende Bank wiederum belastet das Girokonto des Käufers, und die empfangende Bank schreibt den Zahlungsbetrag auf dem Girokonto des Verkäufers gut.

Wenn die Bank des Verkäufers in einem anderen Euroland sitzt, sagen wir Deutschland, ist es ähnlich, nur läuft die Zahlung nun über das Target-System der EZB. Indem die griechische Notenbank das Konto belastet, das die Geschäftsbank des griechischen Käufers bei ihr hat, zieht sie Zentralbankgeld ein und vernichtet es damit. Umgekehrt schöpft die Bundesbank neues Geld und schreibt es der Geschäftsbank des Verkäufers gut. Das ist der Prozess, den wir sekundäre Geldschöpfung nennen. Zum Ausgleich wird der griechischen Notenbank eine Target-Verbindlichkeit gegenüber der EZB zugewiesen, und umgekehrt erhält die Bundesbank eine Target-Forderung gegen die EZB.

Da die Zahlungen zwischen den Ländern in beide Richtungen laufen, heben sie sich bezüglich der Target-Salden, wie sie am Jahresende in den Bilanzen der nationalen Notenbanken verbucht wurden, normalerweise weitgehend auf. Das ist auch dann der Fall, wenn ein Land Güter netto importiert und dafür Vermögensobjekte netto an andere Länder verkauft oder schlicht nur einen Kredit nimmt, was als »Verkauf« eines Schuldscheins interpretiert werden kann. Verbucht werden dann nur noch die Zahlungsüberhänge. Sie werden jedes Jahr zu den akkumulierten und aufgezinsten Zahlungsüberhängen der Vorperioden hinzu addiert.

Bei der Einrichtung des Target-Systems ging man davon aus, dass die Salden unerheblich sein würden. Ja man glaubte sogar, wie Zeitzeugen berichten, dass sich die Salden praktisch täglich ausgleichen würden und hielt es deshalb nicht für erforderlich, sie zu begrenzen. Sie sollten den Charakter kurzfristiger Kontokorrentkredite haben, die den Spitzenausgleich im Zahlungsverkehr erleichtern. In der Tat waren die Salden, wie Abbildung 2 zeigt, bis zum Ausbruch der Finanzkrise im Sommer 2007 sehr gering. Die Dramatik entstand erst danach.

¹² Nach unserer Kenntnis wurde diese Definition erstmalig benutzt in: H.-W. Sinn, »Die riskante Kreditsatzpolitik der EZB«, *Frankfurter Allgemeine Zeitung*, Nr. 103, 4. Mai 2011, S. 10.

Als das Eurosystem seine Arbeit aufnahm, wurden nur Großbeträge über das Zahlungssystem der EZB geleitet. Zusätzlich zu TARGET hatten nämlich die Banken der jeweiligen nationalen Länder eigene, private Zahlungssysteme, über die die meisten Zahlungen abgewickelt und ausgeglichen wurden. Da den Zahlungen vom Land A in das Land B zu meist auch Zahlungen vom Land B in das Land A gegenüberstehen, brauchte man das Target-System der EZB tatsächlich nur für den Spitzenausgleich zwischen den privaten Zahlungssystemen. Das hat sich mit der Einrichtung des Target-2-Systems im Jahr 2007 aber geändert. Seitdem werden zunehmend auch kleinere Zahlungen direkt über die Target-Konten der EZB abgewickelt. In letzter Zeit hatten zwei Drittel der Target-Transaktionen ein Volumen von weniger als 50 000 Euro, und der Medianwert der Zahlungen lag bei nur 10 000 Euro.¹³ Diese Umstellung hatte zwar auf das Transaktionsvolumen des Target-Systems einen erheblichen Einfluss, doch waren die dort jährlich neu verbuchten Salden davon nicht betroffen. Sie haben von Anfang an die Nettodefizite und Nettoüberschüsse im Zahlungsverkehr zwischen den Banken der einzelnen Euroländer vollständig erfasst. Insofern ist eine konsistente Interpretation der Zeitreihen, wie sie zum Beispiel in Abbildung 2 gezeigt werden, möglich. So ist zum Beispiel auch der dort gezeigte Anstieg der Target-Salden seit dem Jahr 2007 kein statistisches Artefakt.

Ein Beispiel für einen Zahlungsvorgang, bei dem ein Target-Saldo entsteht, wird in Abbildung 3 dargestellt. Eine griechische Transportfirma kauft sich einen deutschen Lastwagen. Durch die Überweisung fließt das Geld an die griechische Notenbank und wird in Griechenland vernichtet. Umgekehrt muss die Bundesbank die Überweisung ausführen und schöpft dafür neues Geld, das dem Hersteller auf dem Weg über dessen Geschäftsbank zufließt. Der griechischen

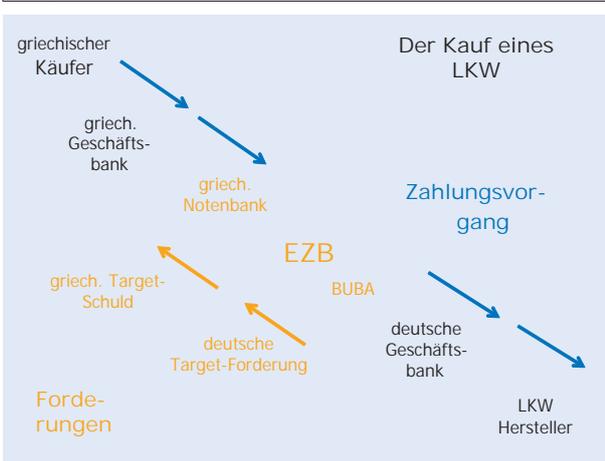
Notenbank wird eine Target-Schuld in Höhe des Überweisungsauftrags gegenüber der EZB zugewiesen, und die Bundesbank erhält umgekehrt eine Target-Forderung gegen die EZB.

Es kommt bei der Verbuchung der Zahlungsvorgänge nicht darauf an, was die griechische Firma in Deutschland kauft. Statt eines LKW kann es sich auch um ein deutsches Vermögenobjekt, z.B. ein Grundstück, eine Firma oder irgendein Wertpapier handeln. Auch die bloße Eröffnung eines deutschen Girokontos, auf das ein Grieche zu eigenen Gunsten Geld überweisen möchte, weil er seinen Banken misstraut, führt im Prinzip zu demselben Zahlungsvorgang.

Dass die Target-Salden nicht nur bilanztechnische Verrechnungsposten sind, sondern tatsächliche Forderungen und Verbindlichkeiten, die Kreditcharakter haben und verzinst werden, liegt in der Natur des Überweisungsvorgangs. Einerseits hat die Bundesbank Geld schaffen müssen, ohne dass sie dafür, wie es normalerweise der Fall ist, eine Forderung gegen deutsche Geschäftsbanken erhält. Andererseits hat die griechische Notenbank Geld vernichtet, ohne dass dabei ihre Forderungen gegenüber dem griechischen Bankensystem kleiner würden. Die Target-Schuld gegenüber EZB ist das Pendant des fehlenden Forderungsabbaus.

Man kann sich das vielleicht noch besser klar machen, wenn man sich die Bilanzen der nationalen Notenbanken direkt vor Augen führt, wie es in Abbildung 4 in schematisierter Form (und unrealistischen Zahlen) geschieht.¹⁴ Im Wesentlichen stehen in der Bilanz einer nationalen Notenbank links auf der Aktivseite die Gold- und Devisenbestände sowie die Kreditvergabe an die Geschäftsbanken und rechts auf der Passivseite das von ihr geschöpfte Geld. Man unterteilt das Zentralbankgeld normalerweise noch in Bargeld und Depositen der Geschäftsbanken bei der Notenbank, aber darauf kommt es hier nicht an. Beide Geldformen zusammen sind die oben erwähnte Geldbasis (M0). In den schematisierten Bilanzen wird unterstellt, dass der Gold- und Devisenbestand der griechischen Notenbank fünf Geldeinheiten beträgt und dass sie außerdem 15 Einheiten an die Geschäftsbanken verliehen hat. Da Gold und Devisen gegen selbst geschöpfte Euro erworben wurden und ferner der Kredit an die Geschäftsbank durch Hergabe selbst geschöpfter Euro zustande kommt, ist die Geldbasis entsprechend 20. Bei der Bundesbank ist es ähnlich, nur sind alle Zahlen in dem Beispiel als zehnmal so groß angenommen.

Abb. 3
Die Entstehung der Target-Salden
Beispiel



Quelle: Eigene Darstellung.

¹³ Europäische Zentralbank, *Target Annual Report 2010*, Frankfurt 2010; Europäische Zentralbank, *The Payment System – Payments, Securities and Derivatives, and the Role of the Eurosystem*, Frankfurt am Main 2010.

¹⁴ Zur Struktur der Zentralbankbilanzen vergleiche man J. Hawkins, »Central Bank Balance Sheets and Fiscal Operations«, *BIS Paper 4*, 2010. Für eine ähnliche Darstellung der Buchungsvorgänge vgl. P.M. Garber, »Notes on the Role of Target in a Stage III Crisis«, a.a.O.

Abb. 4
Die Target-Salden in den Bilanzen der Notenbanken
Beispiel

Griechische Notenbank				Bundesbank			
Aktiva		Passiva		Aktiva		Passiva	
Gold und Devisen	5	Geldbasis	20	Gold und Devisen	50	Geldbasis	200
Kredite an Banken	15			Kredite an Banken	150		
		Geldbasis	- 1			Geldbasis	+ 1
		Target-Schuld gegenüber der EZB	+ 1	Target-Forderung gegenüber der EZB	+ 1		
Kredite an Banken	+ 1	Geldbasis	+ 1	Kredite an Banken	- 1	Geldbasis	- 1

Quelle: Eigene Darstellung.

Betrachten wir nun die möglichen Zahlungsvorgänge. Dabei geht es zunächst um den Teil oberhalb der unteren der beiden gestrichelten Linien. Im nächsten Abschnitt wird dann der Teil darunter erörtert. Wird eine Geldeinheit von Griechenland nach Deutschland überwiesen, vermindert sich die Geldbasis in Griechenland um diese eine Einheit, und in Deutschland steigt sie entsprechend. Die Änderungen der Bilanzposition sind in der schematisierten Bilanz rot dargestellt. Da sich die griechische Bilanz verkürzt und die deutsche verlängert, werden die Target-Salden als Ausgleichsposten eingetragen, also als Schuld der griechischen Notenbank und als Forderung der Bundesbank, in beiden Fällen gegenüber der EZB.

Die Berechtigung der Verbuchung der Target-Salden als Forderungen und Verbindlichkeiten folgt indes nicht nur aus irgendeiner Buchungsmechanik, sondern in ökonomischer Hinsicht vor allem aus dem Umstand, dass ökonomische Güter vom einen Land zum anderen gingen, im obigen Beispiel der LKW, ohne dass damit eine Gegenleistung in Form anderer Güter oder von Vermögensobjekten erbracht wurde. Der Forderungstitel, den die Bundesrepublik Deutschland über die in ihrem Eigentum befindliche Bundesbank gegenüber der EZB und diese wiederum gegenüber der griechischen Notenbank erhält, ist im beschriebenen Beispiel der Ausgleich.

Eigentlich entstehen die Target-Salden zunächst unmittelbar zwischen den beteiligten Notenbanken. Es gibt aber, wie die Bundesbank berichtet, ein Abkommen, wohl zwischen den einzelnen Zentralbanken, wonach die Salden am Ende des Geschäftstags in Forderungen und Verbindlichkeiten gegenüber dem Eurosystem als Ganzem umgewandelt werden. Diese Regel korrespondiert zu der in Abschnitt 2 erwähnten gemeinschaftlichen Haftung für die Ausfälle bei Target-Krediten.¹⁵ Wie wir später erläutern werden, hat das Zentralbankensystem damit quasi eine Art Eurobond geschaffen.

¹⁵ Deutsche Bundesbank, »Die Entwicklung des TARGET2-Saldos der Bundesbank«, a.a.O.

Im Prinzip entstehen die Target-Salden also durch Überweisungsvorgänge der beschriebenen Art. Man muss allerdings bedenken, dass in Bilanzen Bestände und keine Ströme dargestellt sind. Die Salden eines jeden Jahres werden, wie schon erwähnt, vorgetragen, verzinst und aufaddiert. Die in den Bilanzen dargestellten Salden messen deshalb die seit der Einführung des Euro entstandenen und mit Zins und Zinseszins aufsummierten Zahlungsbilanzdefizite und Zahlungsbilanzüberschüsse bzw. Geldabflüsse und Geldzuflüsse zwischen den Euroländern.

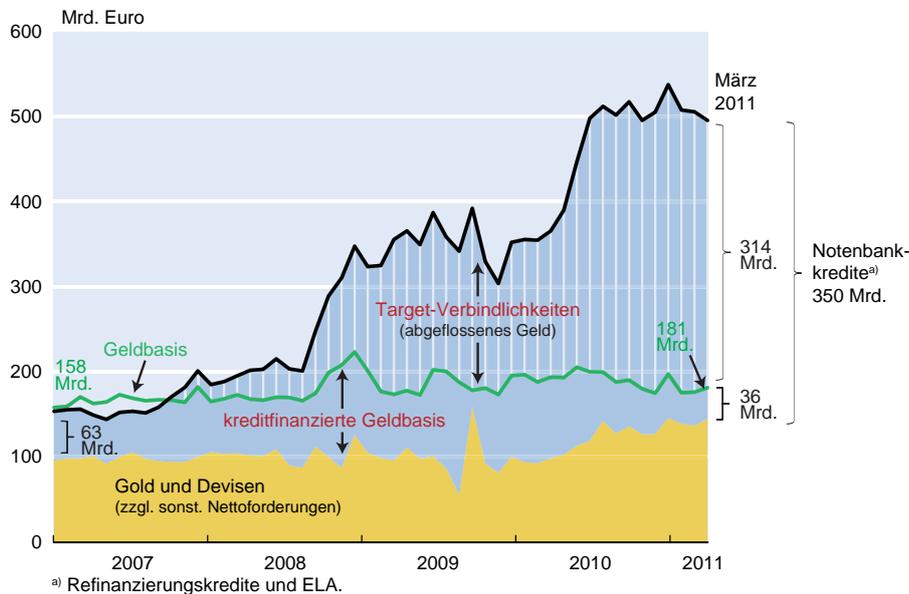
Kreditverlagerung

Der als Beispiel dargestellte Zahlungsvorgang, der zur Bildung der Target-Salden führt, verlagert die Geldbasis offenbar für sich genommen von Griechenland nach Deutschland. Wenn das, was in Abbildung 2 dargestellt wurde, der dominante Vorgang hinter der Bildung der Target-Salden gewesen wäre, dann hätte freilich die Geldbasis der GIPS-Länder schon lange verschwinden müssen. Die Geldbasis lag schließlich Anfang des Jahres 2007, also bevor die Target-Salden entstanden, nur bei 158 Mrd. Euro, während sich die Target-Salden mit dem Rest des Eurosystems bis zum März 2011 auf 314 Mrd. Euro erhöhten. In Wahrheit hat sich die Geldbasis der GIPS-Länder seit dem Beginn der Krise und während des Aufbaus der Target-Salden nicht nennenswert verändert, ja sie hat sich sogar ein wenig erhöht, von 158 Mrd. Euro auf 181 Mrd. Euro. Dies zeigt Abbildung 5.

Das aus den GIPS-Ländern über Zahlungsvorgänge abgeflossene Geld ist also vollständig durch neue Geldschöpfung kompensiert worden. Im Prinzip kann neues Geld durch Gold- und Devisenkäufe und durch Kredite der Notenbank an die Geschäftsbanken (Refinanzierungsgeschäfte und ELA) entstehen. Man sieht aber in der Abbildung, dass die Erhöhung der Gold- und Devisenbestände der GIPS-Länder nur einen kleinen Beitrag dazu geleistet hat. Der Löwenanteil der zusätzlichen Geldschöpfung kam offenbar durch die Kreditvergabe der Notenbanken zustande. Anders herum gesagt: Die Zentralbanken der GIPS-Länder haben in der betrachteten Zeitspanne in riesigem Umfang neues Geld als Kredit ausgegeben, das im Wesentlichen ins Ausland floss, weil es für den Kauf von ausländischen Vermögensobjekten und Gütern verwendet wurde. Nur ein kleiner Teil dieses Geldes blieb als Geldbasis zuhause.

Der Anteil des kreditgeschöpften Zentralbankgeldes, der zuhause blieb, beträgt nur ein Zehntel (36 Mrd. Euro). Neun

Abb. 5

Geldabflüsse und Kreditschöpfung der GIPS-Länder
 in Mrd. Euro


a) Refinanzierungskredite und ELA.

Anmerkung: Die Geldbasis wurde berechnet als Summe der tatsächlich von den nationalen Zentralbanken in den Umlauf gegebenen Banknoten, der Einlagen der Geschäftsbanken auf den Girokonten der nationalen Zentralbank (einschließlich Mindestreserveguthaben) und der Einlagefazilität. Die tatsächlich von den nationalen Zentralbanken in den Umlauf gegebenen Banknoten setzen sich zusammen aus dem nach dem Kapitalanteil der Nationalen Zentralbank an der EZB berechneten „statutarischen“ Banknoten-Umlauf und den Intra-Eurosystem Verbindlichkeiten aus der Begebung von Banknoten. Die Refinanzierungsgeschäfte umfassen die Hauptrefinanzierungsgeschäfte, die längerfristigen Refinanzierungsgeschäfte, die Spitzenrefinanzierungsfazilität und die sonstigen liquiditätszuführenden Geschäfte. Bei den ELA-Krediten handelt es sich um die Notfallkredite (Emergency Liquidity Assistance) der Central Bank of Ireland. Die Reihe Gold und Devisen (zzgl. sonst. Nettoforderungen) umfasst neben dem Bestand an Gold und Devisen auch den Saldo der übrigen Forderungen und Verbindlichkeiten, die in den Bilanzen der nationalen Zentralbanken aufgeführt sind. Dazu gehören auf der Aktivseite beispielsweise Wertpapiere von Ansässigen im Euro-Währungsgebiet, die nicht im Rahmen der regulären Refinanzierungsgeschäfte erworben wurden. Auf der Passivseite sind es vor allem das Grundkapital und die Rücklagen der nationalen Zentralbanken und Verbindlichkeiten in Fremdwährung. Im Falle der GIPS-Länder handelt es sich um eine Nettoforderung, die sich im abgebildeten Zeitraum auf durchschnittlich 75 Mrd. Euro beläuft.

Quellen: Refinanzierungsgeschäfte, Einlagen der Geschäftsbanken, Einlagefazilität, Banknoten-Umlauf, Intra-Eurosystem Verbindlichkeiten aus der Begebung von Banknoten: Liquiditätsstatistik bzw. monatlicher Bilanzausweis der Nationalen Zentralbanken; Notfallkredite der Central Bank of Ireland (ELA): monatlicher Bilanzausweis, Andere Aktiva: Gold und Devisen: Eurostat, Official Foreign Reserves including Gold; Target-Verbindlichkeiten: vgl. Abb. 2; Berechnungen der Autoren.

Zehntel (314 Mrd. Euro) kursieren heute im Ausland. Bezogen auf die Geldbasis, die ihren Ursprung in den GIPS-Ländern hat (495 Mrd. Euro), sind das 63%. Diese Zahl erinnert an die Größenordnung der im US-Ausland kursierenden Dollar-Bestände, die Ende 2001 auf etwas mehr als die Hälfte der Geldbasis geschätzt werden¹⁶, und sie liegt weit über den Außenständen der D-Mark Mitte der 1990er Jahre, die bei etwas weniger als einem Drittel der Geldbasis lagen.¹⁷

Im März 2011 lag der Geldbestand im Euroraum, der ursprünglich über eine Kreditvergabe der Notenbanken der GIPS-Länder entstanden ist, bei 350 Mrd. Euro. Das sind

66% des gesamten kreditfinanzierten Eurogeldbestandes, der bei 529 Mrd. Euro liegt, obwohl diese Länder nur 18% des Euro-BIP auf sich vereinen.

Damit ist die ungewöhnliche Situation im Euroraum entstanden. In den GIPS-Ländern besteht die Geldbasis, wie normalerweise in geschlossenen Währungsgebieten, aus einer Komponente, die durch Gold- und Devisenkäufe entstanden ist, und einer anderen, die aus einer Kreditvergabe der Notenbank an die Geschäftsbanken resultiert. In anderen Euroländern, so vor allem Deutschland, (vgl. Abb. 1) kommt indes noch das sekundär geschöpfte Geld, das durch die Target-Konten zuzufloss, hinzu. Dieses Geld haben die Notenbanken dieser Länder schöpfen müssen, weil ihm Überweisungsaufträge zugrunde liegen. Die ersten beiden Komponenten der Geldbasis hatten wir oben als originäre Geldbasis und die dritte als sekundäre Geldbasis bezeichnet.

Der Grund für die exzessive Kredit- und Geldschöpfung in den GIPS-Ländern lag offenkundig in der Finanzkrise. Während das Kapital unter dem Euro auch wegen einer zu laschen Bankenregulierung über Jahre hinaus bedenkenlos in die südwestliche Peripherie des Euroraums geflossen war und in den GIPS-Ländern einen inflationären Boom in Gang gesetzt hatte¹⁸, versiegte der Kapitalstrom und drehte sich teilweise sogar um, als die amerikanische Finanzkrise die Investoren auch in Europa zu einer neuen Risikoeinschätzung veranlasst hatte.¹⁹ Die Marktzinsen für die GIPS-Länder stiegen, weil die Investoren hohe Risikoaufschläge im Vergleich zu sicheren deutschen Staatsanleihen verlangten. In dieser Situation war die Möglichkeit für die Banken

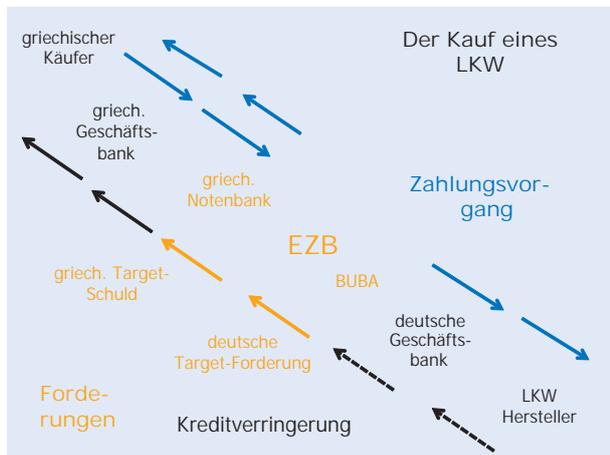
¹⁶ United States Treasury Department, *The Use and Counterfeiting of United States Currency Abroad*, Part 2, März 2003.

¹⁷ Vgl. F. Seitz, »Der DM-Umlauf im Ausland«, Deutsche Bundesbank Diskussionspapier 1/95, 1995; vgl. dazu auch H.-W. Sinn und H. Feist, »Eurowinners and Eurolosers: The Distribution of Seignorage Wealth in EMU«, *European Journal of Political Economy* 13, 1997, S. 665–689. Freilich ist der Unterschied, dass die Geldschöpfungsgewinne (seignorage) in Form von Zinseinnahmen auf das neu geschöpfte und verliehene Geld im Eurosystem sozialisiert werden, während bei der Zirkulation des Geldes außerhalb des Währungsgebiets der geldschöpfenden Zentralbank ein regelmäßiges Zusatzeinkommen in Form der Zinsen auf die extern zirkulierende Geldmenge verbleibt.

¹⁸ Vgl. H.-W. Sinn, T. Buchen und T. Wollmershäuser, »Trade Imbalances – Causes, Consequences and Policy Measures: Ifo's Statement for the Camdessus Commission«, *CESifo Forum* 12(1), 2011, S. 47–58; H.-W. Sinn, »Rescuing Europe«, *CESifo Forum Special Issue*, August 2010; European Economic Advisory Group, »A New Crisis Mechanism for the Euro Area«, in: European Economic Advisory Group, *The EEAG Report on the European Economy*, CESifo, München 2011, Kapitel 2, S. 71–96.

¹⁹ Vgl. C. Klepsch und T. Wollmershäuser, »Yield Spreads on EMU Government Bonds – How the Financial Crisis Has Helped Investors to Rediscover Risk«, *Intereconomics/Review of European Economic Policy* 46(3), 2011, S. 169–176.

Abb. 6
Kreditschöpfung und Target-Salden
 Beispiel



Quelle: Eigene Darstellung.

der GIPS-Länder, bei der jeweiligen nationalen Notenbank Kredite zu niedrigen Zinsen zu bekommen, allzu verlockend. Sie ersparte den GIPS-Staaten die nötigen Maßnahmen zur Rekapitalisierung ihrer Banken. Die EZB selbst beförderte die Kreditaufnahme, indem sie ihren Hauptrefinanzierungszinssatz von 4,25% im Oktober 2008 auf nur 1% im Mai 2009 senkte und bereits im Oktober 2008 zu einer Vollzuteilungspolitik überging. Vollzuteilung heißt, dass die EZB bereit war, den Geschäftsbanken in beliebigem Umfang Kredite von Laufzeiten bis zu einem Jahr zur Verfügung zu stellen. Außerdem senkte die EZB sukzessive die Anforderungen für die Sicherheiten, die die Banken bei ihrer Kreditaufnahme hinterlegen mussten, und verlängerte sukzessive die Fristen, innerhalb derer sie angekündigt hatte, zu normalen Sicherheitsanforderungen zurückzukehren.

Damit muss das Beispiel des griechischen LKW-Käufers modifiziert werden. Er bezahlt offenbar den LKW nicht mit Geld, das er hat, sondern er leiht es sich von seiner Bank, und die Bank leiht es sich wegen der Schwierigkeiten, Geld auf dem Interbankenmarkt zu bekommen, bei ihrer Notenbank. Die griechische Notenbank schöpft also das Geld, das das Transportunternehmen für die Überweisung nach Deutschland benötigt. Die Erweiterung des Zahlungsvorgangs, die damit verbunden ist, wird in Abbildung 6 dargestellt.

Es wird nun Geld in Griechenland neu geschöpft, verliehen, im Zuge der Überweisung über das Target-System wieder vernichtet und dann in Deutschland von der Bundesbank neu geschöpft, die es auf das Konto der Geschäftsbank des LKW-Herstellers überweist. Im Vergleich zur Abbildung 3 tritt zur Forderungskette zwischen den Notenbanken und der EZB eine Forderung der griechischen Notenbank gegen

die Geschäftsbank hinzu, die selbst wiederum eine Forderung gegen das Transportunternehmen hat.

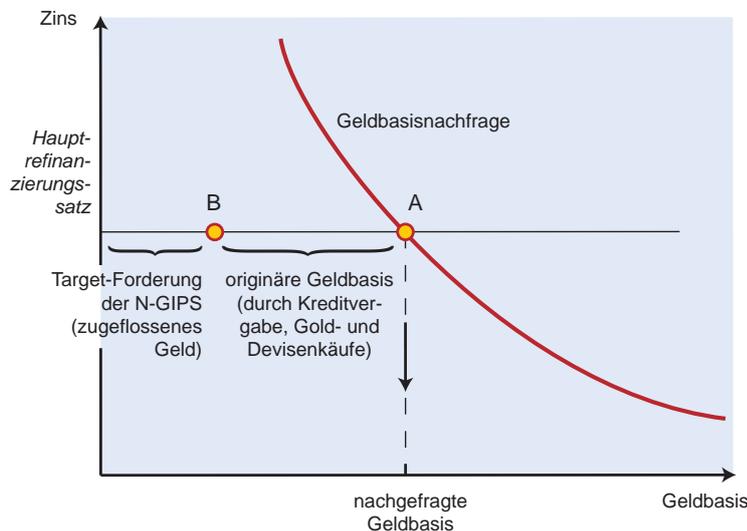
Damit sind die Zahlungsvorgänge freilich noch nicht zu Ende, denn die Geschäftsbanken des exportierenden Landes, in dem Beispiel Deutschlands, brauchen die Liquidität des zusätzlichen Zentralbankgeldes, das ihnen durch die Überweisung zufließt, eigentlich nicht. Natürlich braucht die Produktionsfirma das zusätzliche Geld als Verrechnungseinheit und im Sinne eines Anspruchs auf ökonomische Ressourcen, aber niemand braucht die zusätzliche Liquidität, die damit verbunden ist. Liquidität wird zwar von ihnen und ihren Kunden benötigt, um die täglichen Transaktionen zu bewerkstelligen, aber sie benötigen davon nur eine bestimmte Menge. Banken halten keine Überschussliquidität, weil sie dafür Zinskosten haben, und auch ihre Kunden versuchen, die Liquidität knapp zu halten, um Zinskosten zu sparen. Deshalb leihen sich die Banken bei der Bundesbank nur noch einen entsprechend verringerten Bestand an Zentralbankgeld. Der Bestand an kreditgeschöpftem, originärem Zentralbankgeld wird durch das sekundär von der Notenbank geschöpfte Zentralbankgeld verdrängt, das durch den Überweisungsvorgang entsteht und für das sie, wie im vorigen Abschnitt erläutert, eine Target-Forderung erhält. In der Abbildung wird der Rückgang der Notenbankkredite an die Geschäftsbanken durch die gestrichelten Pfeile im unteren Teil verdeutlicht. Im Ganzen kommt es dadurch nur zu einer Verlagerung der Notenbankkredite von Deutschland nach Griechenland, ohne dass damit in Griechenland in Geldbasis verringert oder in Deutschland vergrößert wird.

Im Kontensystem der Abbildung 3 bedeutet die Kreditverlagerung eine Bilanzverlängerung bei der griechischen Notenbank und eine Bilanzverkürzung bei der Bundesbank, wie es unter der unteren der beiden gestrichelten Linien dargestellt ist. In Griechenland verleiht die Notenbank eine zusätzliche Einheit Geld an die Banken, und in Deutschland verleiht die Bundesbank eine Einheit weniger. Wieder bleibt die jeweilige Geldbasis in beiden Ländern gleich, doch verringert sich der Notenbankkredit der Bundesbank um eine Einheit, während er bei der griechischen Zentralbank um eine Einheit steigt.

Die Verlagerung des Notenbankkredits von Deutschland in das GIPS-Land hat in der öffentlichen Diskussion, die durch unsere verschiedenen Veröffentlichungen ausgelöst wurden, Unverständnis ausgelöst. Man hat insbesondere vermutet, dass diese Aussage durch die implizite Annahme getrieben sei, dass die EZB statt einer Vollzuteilungspolitik das Geldangebot begrenzt, was sie ja nicht tut.²⁰ Es kann aber nicht die Rede davon sein, dass eine solche implizite Annahme getroffen wurde. Statt der Begrenzung des Geldangebot gibt

²⁰ Man vergleiche dazu die Antwort auf die Kritiker im Anhang dieses Textes.

Abb. 7
Geldnachfrage, Vollzuteilung und Kreditverdrängung



Quelle: Eigene Darstellung.

es vielmehr bei gegebenem Zins eine natürliche Begrenzung der *Geldnachfrage* auf jenes Niveau, das durch die Wirtschaftsleistung und die Zahlungssitten des Landes bestimmt ist, und sie ist der Grund für die Verdrängung des Zentralbankkredits.

Abbildung 7 verdeutlicht den Zusammenhang zunächst theoretisch in einem Diagramm, in dem die Nachfrage nach Zentralbankgeld als fallende Funktion des Zinssatzes dargestellt ist, wobei andere Determinanten wie z.B. die Wirtschaftsleistung oder die Zahlungssitten als gegeben angenommen werden. Je niedriger der Zins, desto höher ist die Geldnachfrage, denn der Zins misst die Opportunitätskosten der Geldhaltung. Die Geldnachfrage kann man vielleicht am besten verstehen als jenen Bestand an Zentralbankgeld, den die Banken als Liquiditäts- und Mindestreserven halten und die privaten Nichtbanken im Schnitt bei sich verfügbar haben, um bei Zahlungsvorgängen nicht in Verlegenheit zu geraten. Nicht gemeint ist damit die Kreditnachfrage, die das Verlangen ausdrückt, vorzeitig über ökonomische Ressourcen zu verfügen, und jemand anderen zum Konsum- oder Investitionsverzicht zwingt. Es ist wirklich Geld im Sinne eines zinslosen Vermögensobjekts gemeint, das Banken und ihre Kunden neben Aktien, Wertpapieren oder Realvermögen halten, statt es in Güter oder verzinsliche Vermögensformen umzutauschen, weil es Liquiditätsdienste leistet und Transaktionen erleichtert.

Es sei angenommen, dass die EZB eine Vollzuteilungspolitik betreibt. Die Banken und damit indirekt die anderen Wirtschaftssubjekte, die sie versorgen, können sich so viel Zentralbankgeld leihen, wie sie wollen. Bei dem gegebenen Refinanzierungssatz wollen sie aber nur den Punkt A realisieren und fragen demgemäß nur die Menge Geldes nach, die darunter an der Horizontalen abgetragen ist. Die Positi-

on des Punktes ist nicht konstant, sondern verschiebt sich im Laufe der Zeit mit der Geldbasissnachfragekurve nach rechts, wenn es reales Wirtschaftswachstum und Inflation gibt. Außerdem kann der Punkt in Krisenzeiten nach rechts wandern, weil Vermögensbesitzer anderen Anlageformen misstrauen. Dennoch, gegeben all die anderen Einflussfaktoren und gegeben den Zins, hat der Punkt eine bestimmte Lage.

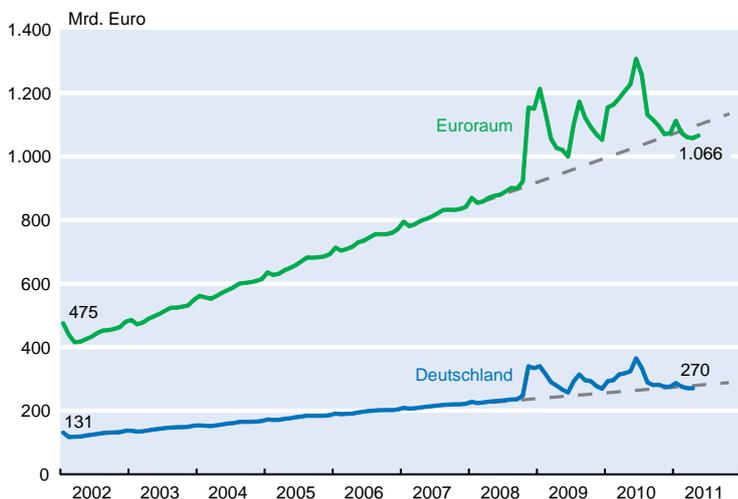
Wenn nun die nationale Notenbank wegen der über das Target-System fließenden Zahlungsvorgänge gezwungen ist, neues Geld ohne Kreditvergabe an die Banken auszuliefern, also sekundär zu schöpfen, so wird dadurch automatisch die originäre Geldbasis reduziert, die durch Notenbankkredite zustande kam. Die Höhe der gewünschten Geldhaltung ist nämlich zumindest bei den Banken und Firmen nicht wesentlich davon abhängig, ob man sich das Geld leiht, das man mit sich herumtragen möchte, oder auf den Verleih von Geld, das man schon bei sich trägt, verzichtet. Da die Gold- und Devisenbestände durch Politikentscheidungen der Notenbanken bestimmt werden, verdrängt der Geldzufluss aus dem Ausland faktisch den Zentralbankkredit. Er geht ungefähr in dem Maße zurück, wie Geld durch die Überweisungen aus dem Ausland hereinströmt.

Im Lichte dieses Ergebnisses ist es nicht mehr verwunderlich, dass die deutschen Geschäftsbanken sich in letzter Zeit kaum noch Kredite von der Bundesbank geholt haben. So nimmt die Deutsche Bank schon seit Monaten nicht mehr an den Finanzierungsgeschäften der Bundesbank teil, weil sie durch das im Zuge der Zahlungsvorgänge ihrer Kunden hereinströmende Geld schon liquide genug ist. Genau dadurch kommt es zur Verdrängung des Zentralbankkredits in Deutschland.

Die Situation wäre nicht viel anders, wenn die EZB das Geldangebot steuern würde, wie sie es vor Ausbruch der Finanzkrise ansatzweise im Rahmen ihrer Zinstender gemacht hat, wie es bei der Bundesbank Standard war, und wie es approximativ der Fall wäre, wenn die EZB insgeheim doch intervenieren würde, um ein Ausufer der Geldbasis zu verhindern. In dem Fall ließe sich die Geldbasis ohnehin nicht vom Zufluss über die Target-Konten beeinflussen, und es müsste auch insofern zu einer Kreditverdrängung kommen. Das ist in gewisser Weise der triviale Fall. Aber, wie gesagt, es ist nicht der Fall, von dem wir ausgehen oder H.-W. Sinn bei seinen früheren Schriften hierzu ausgegangen ist.²¹

²¹ Dass dies eine Fehlinterpretation wäre, wurde schon dargelegt in: H.-W. Sinn, »Eine Einladung zur Selbstbedienung«, a.a.O., sowie ders., »On and off Target«, VOX, 14. Juni 2011, <http://www.voxeu.org/index.php?q=node/6644>.

Abb. 8
Die Entwicklung der Geldbasis
in Mrd. Euro



Quellen: Europäische Zentralbank, Statistical Data Warehouse, Economic Concepts, Monetary Operations, Minimum Reserves and Liquidity; Deutsche Bundesbank, Zeitreihendatenbank, EWU, Geldmengenaggregat, Bankstatistische Gesamtrechnung, Liquiditätsposition.

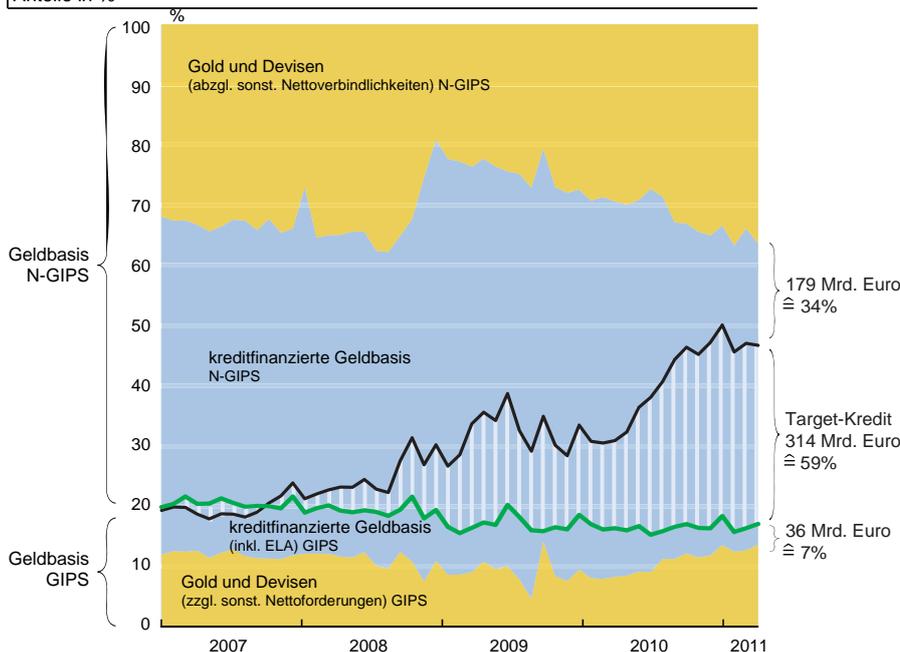
Dass dieser theoretisch zu erwartende Vorgang mit den Fakten kompatibel ist, verdeutlichen die beiden nachfolgenden Abbildungen. Abbildung 8 zeigt die Entwicklung der Geldbasis der Eurozone. Man erkennt, dass die Geldmenge zwar in der Finanzkrise aus dem Ruder lief: Im Jahr 2009, dem Jahr der Krise, ist die Geldnachfrage offenbar angestiegen, weil manche Geschäftsbanken aus Angst vor dem weiteren Krisenverlauf kurzfristige Forderungen gegen andere Banken lieber in Forderungen gegen die EZB umgewandelt haben, konkret: in Zentralbankgeld inklusive der Einlagefazilitäten (die auch zur Geldbasis zählen). Inzwischen ist diese Phase der Krise aber vorbei, und die Geldnachfrage liegt wieder im Trendbereich. Die massive Verschiebung der Geldmenge über die europäischen Landesgrenzen hinweg, die durch die Target-Salden gemessen wird, zeigt sich nicht in der Entwicklung des Geldmengenaggregats. Insofern kann man davon ausgehen, dass im Szenarienvergleich, der sich auf den heutigen Zeitpunkt mit und ohne Target-Sal-

den bezieht, kein Einfluss der massiven Geldzuflüsse aus dem Ausland auf die Geldmenge der das Geld empfangenden Länder sichtbar ist. Da sich außerdem der Anteil der durch Gold- und Devisenerwerb geschaffenen Geldmenge kaum verändert hat, ist eine nahezu perfekte Verdrängung von Zentralbankkredit durch die Geldzuflüsse zu verzeichnen.

Eine ähnliche Aussage gilt, wie die Zeichnung zeigt, übrigens auch für Deutschland. Auch die deutsche Geldbasis ist trotz der massiven Geldzuflüsse über das Target-System wieder auf ihrem Trend. Dies widerlegt die gelegentlich geäußerte Vermutung, dass der Zufluss der Gelder über das Target-System per saldo zu einer Geldvermehrung in Deutschland geführt habe.²²

Auch die Struktur der Zentralbankgeldmenge hat sich im betrachteten Zeitraum kaum verändert. Das gilt sowohl für die Verteilung zwischen den Ländergruppen als auch für die Aufteilung der gesamten Eurogeldbasis nach ihren Entstehungskomponenten. Dies zeigt Abbildung 9, bei der die gesamte Eurogeldbasis gleich 100% gesetzt ist. Die dicke grüne Linie, die links bei 20% beginnt, ist die Grenzlinie zwischen der Geldbasis der GIPS-Länder (von unten gemessen) und der

Abb. 9
Entstehung der Geldbasis im Eurosystem
Anteile in %



Anmerkung: Der Target-Saldo entspricht sowohl den Target-Verbindlichkeiten der Zentralbanken in den GIPS-Länder gegenüber dem Eurosystem als auch den Target-Forderungen der Zentralbanken in den übrigen Ländern (inklusive der EZB) gegenüber dem Eurosystem. Er misst das durch Überweisungsvorgänge von den GIPS-Ländern in den Rest des Euroraums geflossene Zentralbankgeld.

Quellen: vgl. Abb. 5; Berechnungen der Autoren.

²² Vgl. z.B. Th. Mayer, »Mit Wunderkräutern gegen die Blinddarmentzündung«, *Handelsblatt*, 15. Juni 2011, S. 9.

Geldbasis der restlichen Euroländer (von oben gemessen). Man erkennt, dass sich die Anteile in den Jahren, als sich die Target-Salden aufbauten, praktisch nicht verändert haben. Der Anteil der GIPS-Länder ging nur geringfügig von 20% auf 17% zurück. Diese Werte lagen im Bereich des Anteils der GIPS-Länder am BIP der Eurozone, der zuletzt, wie erwähnt, 18% betrug. Der Anteil der Gold- und Devisenbestände der GIPS-Länder und der anderen Euroländer, der durch die jeweils goldfarbenen Flächen dargestellt ist, zeigt ebenfalls keinen Trend.

Die Veränderungen bei der Struktur der Kreditverteilung über die Länder waren indes riesig. Während der Gesamtanteil der Notenbankkredite leicht rückläufig war (er lag zu Beginn des Jahres 2007 bei 56% der gesamten Geldbasis und im März des Jahres 2011 bei 50%)²³, stieg der Anteil der GIPS-Länder an diesen Krediten im gleichen Zeitraum von 13% auf 66%. Verursacht war dieser Anstieg praktisch ausschließlich durch die Target-Kredite, die von 0% der Kreditsumme auf 59% hochschnellten. Da zugleich auch die gesamte Geldbasis der Eurozone nahezu exakt auf dem Trend lag, wie wir oben anhand von Abbildung 8 erläutert haben, wurde der Notenbankkredit der Nicht-GIPS-Länder im vollen Ausmaß der Target-Kredite verdrängt.

Dass den Notenbanken der anderen Länder, also vor allem der Bundesbank, daraufhin Target-Forderungen gegen die EZB eingeräumt wurden, wurde in einem Austausch mit irischen Kollegen uns gegenüber auch schon mal als bewusste Anlagepräferenz der Bundesbank dargestellt. Während andere Zentralbanken ihr durch die Geldschöpfung entstandenes Vermögen in Form von Gold oder Forderungen gegenüber dem Geschäftsbankensystem hielten, sei es eben die Präferenz der Bundesbank gewesen, stattdessen lieber Forderungen gegenüber anderen Notenbanken aufzubauen. Diese Einschätzung der Dinge wird dem Sachverhalt aber nicht gerecht, denn, wie erläutert, hatte die Bundesbank gar nicht die Möglichkeit, die Überweisungsaufträge abzulehnen und sich der Schöpfung neuen Geldes ohne eine Kreditvergabe an die Banken zu widersetzen. Sie erhielt für diese Reaktion automatisch Forde-

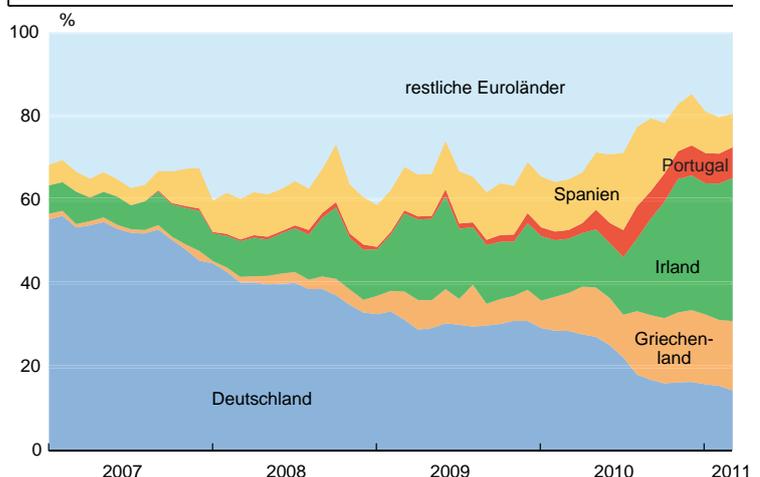
²³ Dieser Rückgang des Anteils der Notenbankkredite an der gesamten Geldbasis im Euroraum ist vor allem auf das Programm zum Ankauf von gedeckten Schuldverschreibungen zurückzuführen, das einen Umfang von 60 Mrd. Euro und somit knapp 6% der Geldbasis hatte. Dieses Programm schlägt sich in Abbildung 9 in einer Ausweitung der goldfarbenen Flächen und somit einen Rückgang des Anteils der Notenbankkredite nieder. Die Ankäufe von Staatsanleihen im Rahmen des Programms für Wertpapiermärkte in Höhe von aktuell 75 Mrd. Euro haben keine Auswirkungen auf die goldfarbenen Flächen, da ihre Auswirkungen auf die Geldbasis durch die Hereinnahme von Termineinlagen im gleichen Umfang neutralisiert werden.

rungen gegenüber dem Eurosystem. Von einer bewussten Anlageentscheidung kann dabei nicht die Rede sein.

Abbildung 9 zeigt nur die Kreditverdrängung zwischen der Gruppe der GIPS-Länder und der Gesamtheit der anderen Euroländer. Wie sich das Geschehen zwischen den einzelnen Ländern verteilt, wird in Abbildung 10 gezeigt. Dort ist die gesamte Zentralbankkreditsumme des Eurosystems gleich 100 gesetzt, und die farbigen Flächen zeigen die Anteile der einzelnen Länder an dieser Kreditsumme, ohne dass nun zwischen Target-Krediten für Auslandüberweisungen und normalen Krediten für die inländische Geldversorgung unterschieden wird. Man erkennt, dass sich die Kreditvergabe der GIPS-Länder wie ein Keil zwischen die Kredite schiebt. Die Verdrängung fand, wie zu erwarten, vor allem zu Lasten Deutschlands statt, weil das in den anderen Ländern geschaffene Zentralbankgeld vor allem dorthin floss.²⁴

²⁴ Deutschland hatte im Durchschnitt der in dem Diagramm betrachteten Jahre einen Anteil am BIP der Eurozone von etwa 29%. Der Kreditanteil Deutschlands lag damit vor Ausbruch der Finanzkrise weit über dem ökonomischen Gewicht Deutschlands. Aufgrund der hohen Verbreitung des Pfandbriefes in Deutschland dürften die Kosten der Liquiditätsbeschaffung bei der Zentralbank in Deutschland geringer gewesen sein, als in vielen anderen Ländern des Euroraums (vgl. A. Chailloux, S. Gray und R. McCaughrin, »Central Bank Collateral Frameworks: Principles and Policies«, *IMF Working Paper* Nr. 222, 2008). Deutsche Geschäftsbanken stellten deshalb anderen Geschäftsbanken innerhalb des Euroraums in erheblichem Umfang Zentralbankgeld zur Verfügung (vgl. Deutsche Bundesbank, »Die Entwicklung des TARGET2-Saldos der Bundesbank«, a.a.O.). Da es sich dabei um einen privaten Kapitalexport handelte, dem ein Leistungsbilanzüberschuss oder andere Kapitalimporte gegenüberstanden, kam es vor Ausbruch der Finanzkrise zu keinem nennenswerten Aufbau der Target-Salden. Weitere Gründe könnten darin gelegen haben, dass Deutschlands Zahlungsverkehr im Vergleich zu anderen Ländern, wie z.B. Frankreich, sehr bargeldlastig ist, dass Deutschland viele Gastarbeiter hat, die die Euro aus Deutschland mit nach Hause nehmen, und auch daran, dass die Bundesbank relativ zur Größe ihrer Geldbasis recht geringe Gold- und Devisenbestände hat, so dass ein größerer Teil der Geldversorgung über Kreditgeschäfte zustande kommt.

Abb. 10
Anteile der Euroländer an der Summe der Notenbankkredite des Eurosystems
in %



Anmerkung: Die Notenbankkredite umfassen die Refinanzierungsgeschäfte (Hauptrefinanzierungsgeschäfte, längerfristige Refinanzierungsgeschäfte, Spitzenrefinanzierungsfazilität und sonstige liquiditätszuführende Geschäfte) der nationalen Notenbanken und die ELA-Kredite der Central Bank of Ireland.

Quellen: vgl. Abb. 5; Berechnungen der Autoren.

Der deutsche Kreditanteil ging von 55% zum Beginn des Jahres 2007 auf nur noch 14% im März 2011 zurück. Auch die Gesamtheit der anderen Euroländer außerhalb Deutschlands und der GIPS-Länder verlor (gegen den Trend) Kreditvolumen. Allerdings war der Rückgang des Kreditanteils mit 13 Prozentpunkten deutlich weniger ausgeprägt als in Deutschland.

Die Verlagerung der Geldschöpfungskredite hin zu den GIPS-Ländern dürfte zu einer deutlichen Verschlechterung der Qualität der dafür hinterlegten Sicherheiten geführt haben. Den problembehafteten Geschäftsbanken der GIPS-Länder fiel es zunehmend schwer, Wertpapiere mit geringen Ausfallrisiken zur Verfügung zu stellen. Die dramatische Situation einiger Banken in Irland führte sogar dazu, dass sie aufgrund mangelnder Sicherheiten gar nicht in der Lage waren, an den regulären Offenmarktgeschäften zu partizipieren. Deshalb stellte die Central Bank of Ireland diesen Banken kurzfristige Notfallkredite (Emergency Liquidity Assistance, kurz ELA) zur Verfügung, die zuletzt einen Umfang von schätzungsweise 54 Mrd. Euro annahmen. Da deren Verzinsung mit etwa 2 bis 3% über dem aktuellen Zinssatz der Spitzenrefinanzierungsfazilität liegt²⁵, kann die Inanspruchnahme dieser Kredite nur mit einer deutlichen Absenkung der Sicherheitserfordernisse seitens der irischen Notenbank erklärt werden. ELA-Kredite entziehen sich weitgehend der Kontrolle des ansonsten entscheidungsbefugten Zentralbankrats des Eurosystems, doch die Haftung für sie liegt auch zunächst nur bei der nationalen Notenbank und dem Staat, dessen Eigentum sie ist.²⁶ Die anderen Notenbanken des Eurosystems haften bei den ELA-Krediten erst bei einer Staatsinsolvenz. Die ELA-Kredite machen in ihrer Gesamtheit aber nicht einmal ein Fünftel der Target-Kredite an die GIPS-Länder aus. Der Löwenanteil der Target-Kredite wurde auf dem Wege normaler Refinanzierungsaktionen vergeben und stellt ein unmittelbares Ausfallrisiko für die anderen Eurostaaten dar, wenn die Sicherheitsabschläge, die die EZB von ihren nationalen Notenbanken verlangt hat, nicht ausreichend waren, was im Falle der GIPS-Länder gemeinhin vermutet wird.²⁷

Zur ökonomischen Interpretation der Kreditverlagerung

Wie erläutert, tauchen die Target-Salden in den Bilanzen der nationalen Zentralbanken als Forderungen und Ver-

bindlichkeiten und in der Zahlungsbilanzstatistik als internationaler Kapitalverkehr auf. Diese Buchungen gaukeln nicht Dinge vor, die ökonomisch gar nicht vorhanden sind, wie manche Kommentatoren zum Target-Thema in letzter Zeit glauben machen wollten (auch solche in hohen Ämtern). Sie sind auch keine irrelevanten Verrechnungssalden. Vielmehr messen sie einen durch das EZB-System erzwungenen Kapitalexport von den Kernländern des Euroraums in die Länder der Peripherie, der in der Krise an die Stelle des versiegenden privaten Kapitalexports getreten ist. Der Kapitalexport war insofern erzwungen, als er aufgrund politischer Entscheidungen der Notenbanken der GIPS-Länder zustande kam und von der EZB toleriert wurde, während die Notenbanken der Kernländer keinerlei eigenständige Handhabe hatten, seine Höhe zu beeinflussen. Sie mussten die Geldschöpfung im Zuge der Überweisungsvorgänge durchführen, und diese Geldschöpfung hat dann die Kreditvergabe an das private Bankensystem verdrängt, weil dessen Nachfrage nach Zentralbankgeld gegeben war (vgl. Abb. 7). Dagegen hätten die Notenbanken der Kernländer auch nicht vorgehen können, wenn sie es gewollt hätten.

Letztlich haben die Notenbanken der Kernländer den Bestand an Krediten, den sie der Wirtschaft in ihrem Hoheitsgebiet normalerweise durch Hergabe der Geldbasis zur Verfügung stellen, in die peripheren Länder verlagert, so dass die Wirtschaft dieser Länder in die Lage versetzt wurde, damit Güter und Vermögensobjekte in den Kernländern zu kaufen.

Ein Kredit verlagert das Verfügungsrecht über echte ökonomische Ressourcen temporär vom Kreditgeber zum Kreditnehmer, bis zum Zeitpunkt der Fälligkeit ein um die Zinsen vergrößertes Verfügungsrecht über solche Ressourcen zurückgegeben wird. Man kann mit Hilfe des Kredits etwas kaufen, was man sonst nicht hätte kaufen können, und der Kreditgeber verzichtet stattdessen temporär auf einen Kauf in gleichem wertmäßigem Umfang.

Bei den Zentralbankkrediten mag man sich fragen, was die Notenbanken der Kernländer, also vor allem die Bundesbank, hätten kaufen sollen, was sie nun nicht mehr können, weil sie anderen Notenbanken einen Kredit gaben. Die Antwort ist: Forderungstitel gegen die Geschäftsbanken, wie sie im Rahmen der Refinanzierungsaktivitäten entstehen, und damit indirekt jene Forderungstitel, die die Geschäftsbanken als Sicherheiten für ihre Refinanzierungsaktivitäten hinterlegen müssen. Ob eine Notenbank einer Geschäftsbank einen Kredit gibt, die damit in die Lage versetzt wird, einem Privatkunden im Austausch gegen eine Schuldverschreibung einen Kredit zu geben, oder ob die Notenbank die Schuldverschreibung den Banken direkt abkauft, macht keinen großen Unterschied. Die Haftung ist natürlich anders, aber der Kreditfluss ist derselbe. Mar-

²⁵ So sagt der *Irish Independent*: »The interest rate paid by Irish banks on ELA is in the »ball park« of 2pc-3pc, informed sources said. The rate is based on the ECB's marginal lending facility of 1.75pc, plus a »penalty« reflecting the emergency nature of the aid«. Vgl. <http://www.independent.ie/business/irish/banks-pay-less-than-3pc-interest-on-euro51bn-of-emergency-funding-2529378.html>.

²⁶ Vgl. W. Buiter, J. Michels und E. Rahbari, »ELA: An Emperor without Clothes?«, *Citi Global Economics View*, 21 Januar 2011.

²⁷ Siehe insbesondere M. Brendel und C. Pauly, »Auf schmalen Grat«, *Der Spiegel*, 23. Mai 2011, S. 60ff. Vgl. auch C. Fuest, »Die EZB ist zu weit gegangen«, *Handelsblatt*, 15. Juni 2011, S. 56; P. Krugman, »The Euro Living Dangerously«, *NY Times Blog*, 1. Juni 2011, <http://krugman.blogs.nytimes.com/2011/06/01/the-euro-living-dangerously/>.

tin Wolf sagte dazu in seiner FT-Kolumne, »Let us call a spade a spade.«²⁸

Dabei bezog er sich freilich auf die vielen Staatspapiere, die die Geschäftsbanken von Ländern wie Griechenland oder Portugal bei ihren Zentralbanken eingereicht haben und die zumindest im Fall Griechenlands wegen des drohenden Staatsbankrotts gar keine hinreichenden Sicherheiten mehr sind.

Der Notenbankkredit, der nicht mehr in Deutschland, sondern in Griechenland vergeben wurde, diente faktisch zu hohen Teilen der Finanzierung des griechischen Staates. Nach einer Schätzung von J.P. Morgan lag der Anteil der Staatspapiere an den Sicherheiten, die die griechischen Geschäftsbanken ihrer Notenbank eingereicht hatten, bei genau einem Drittel, und weitere 38% waren staatlich besicherte Bankschuldverschreibungen.²⁹ Faktisch hat die Europäische Zentralbank damit dem griechischen Staat erlaubt, sein gigantisches Budgetdefizit, das in den letzten Jahren über 10% des BIP betrug, mit der europäischen Geldpresse zu bedienen. Nach Artikel 123 des konsolidierten EU-Vertrages ist nur eine direkte Kreditvergabe der Notenbank an den Staat verboten.³⁰ Indirekte Finanzierungswege sind demgegenüber nicht durch die Vertragsformulierung ausgeschlossen. Um eine solche indirekte Finanzierung handelte es sich bei den Target-Krediten an Griechenland. Wie Abbildung 1 zeigte, waren bis zum Jahresende 2010 immerhin 87 Mrd. Euro an Target-Krediten gewährt worden, also Krediten, die über die innere Geldversorgung Griechenlands hinausgingen und für die Bezahlung von Auslandsrechnungen verwendet wurden.

Entzogen wurde dieser Kredit jenen Wirtschaftssubjekten, deren Wertpapiere die Bundesbank sonst als Sicherheiten für Kredite an das Bankensystem hätte annehmen können. Das hätte auch in Deutschland der Staat sein können, aber wegen der viel geringeren deutschen Budgetdefizite wären es vermutlich eher Firmen der Privatwirtschaft gewesen, die sich gegen Schuldverschreibungen und andere Forderungstitel Kredite bei den Banken zu besorgen pflegen.

Um ein ganz einfaches Beispiel zu nehmen, das an den Fall des griechischen LKW-Kaufs anschließt, hätte der Investor, dem der Kredit entzogen wurde, auch ein deutscher Transportunternehmer sein können.³¹ Indem die Bundesbank den Kredit nicht über eine deutsche Geschäftsbank an ein deutsches Transportunternehmen vergibt, sondern über das eu-

ropäische Zentralbankensystem und eine griechische Geschäftsbank an ein griechisches Unternehmen, wird der LKW an das griechische, statt an das deutsche Transportunternehmen geliefert. Für die Beschäftigung beim LKW-Produzenten kommt beides auf dasselbe hinaus, und auch die Menge des Geldes, die nach dem Geschäft in Deutschland zirkuliert, ist dieselbe. Der Unterschied ist nur, dass der LKW nun in Griechenland, statt in Deutschland seine Runden dreht.

Aber es muss natürlich nicht ein Kredit in Deutschland entzogen werden. Es kann irgendeine andere Kreditverwendung in Deutschland und der Welt sein. Es kann sein, dass andere Investitionen in Deutschland zurückgedrängt werden, es kann aber auch sein, dass der Kapitalexport von Deutschland in andere Länder stattdessen verringert wird, so dass die Investitionen dort betroffen sind. Schließlich kann es sein, dass das öffentliche Kapital, das über das Eurosystem nach Griechenland fließt, von dort postwendend wieder als Fluchtkapital zurück kommt, weil die Kredite der griechischen Notenbank den griechischen Vermögensbesitzern die Möglichkeit geben, ihre Staatspapiere an die Banken zu verkaufen und sich dann mit ihrem Vermögen aus dem Staube zu machen, ein Thema, auf das wir weiter unten noch eingehen. Wo das Gegengeschäft gemacht wird, ist schwer festzustellen, und auf jeden Fall entzieht sich dieser Aspekt der einfachen Beobachtung und phänomenalen Beschreibung, weil sich die Gegengeschäfte auf dem Kapitalmarkt über eine Vielzahl von Firmen und Ländern diffus zu verteilen pflegen. Fakt ist aber, dass, wenn es zu einem Nettokapitalfluss nach Griechenland kommt und der Kredit der EZB nicht nur die Kapitalflucht aus Griechenland heraus finanziert, irgendwo eine andere Verwendung des Kredits zurückgehen muss, nachdem zusätzlicher Kredit auf dem Wege über das Notenbankensystem in die GIPS-Länder gegeben wurde, denn bei gegebener Geldmenge und gegebener Ersparnis kann ein Kredit der einen Verwendung immer nur zu Lasten einer anderen Verwendung zugeführt werden.

Damit ist nicht gemeint, dass irgendjemand kreditrationiert ist, wie einige Kommentatoren unterstellt haben, dass also jemand bei gegebenem Zins nicht den Kredit erhalten kann, den er gerne hätte. Auch auf idealen Märkten, bei denen niemand kreditrationiert ist, gilt im Aggregat die harte Budgetbeschränkung, dass die Summe der Investitionen, die man mit Kredit (oder anderen Formen des Kapitals wie insbesondere Eigenkapital) finanzieren kann, durch die Summe der Ersparnisse begrenzt ist. Die Existenz und Einhaltung von aggregierten Budgetbeschränkungen ist eine zentrale Anforderung für das Funktionieren eines marktwirtschaftlichen Systems, die nichts mit einer Rationierung im engeren Wortsinne zu tun hat. Aus diesen Budgetbeschränkungen folgt die Verdrängung des einen Kredits durch den anderen. Das ist im Grunde das Hauptgesetz des Kapitalismus. Da die

²⁸ M. Wolf, »Intolerable Choices for the Eurozone«, a.a.O.

²⁹ N. Panigirtzoglou, G. Koo, S. Mac Gorain und M. Lehmann, »Who are the Losers from a Greek Debt Restructuring?«, *Flows and Liquidity*, J.P. Morgan, *Global Asset Allocation*, 6. Mai 2011.

³⁰ Consolidated Version of the Treaty on the Functioning of the European Union (TFEU), Article 123, Section 1.

³¹ Analog zum Beispiel des Treckers im Beitrag von H.-W. Sinn in der *Frankfurter Allgemeinen Zeitung* (»Die riskante Kreditersatzpolitik der EZB«, a.a.O.), das einige Blogger irritiert hat.

Welt kein Schlaraffenland ist, kann man den Kredit normalerweise nicht aus dem Nichts schaffen. Es gibt eine Ressourcenkonkurrenz.

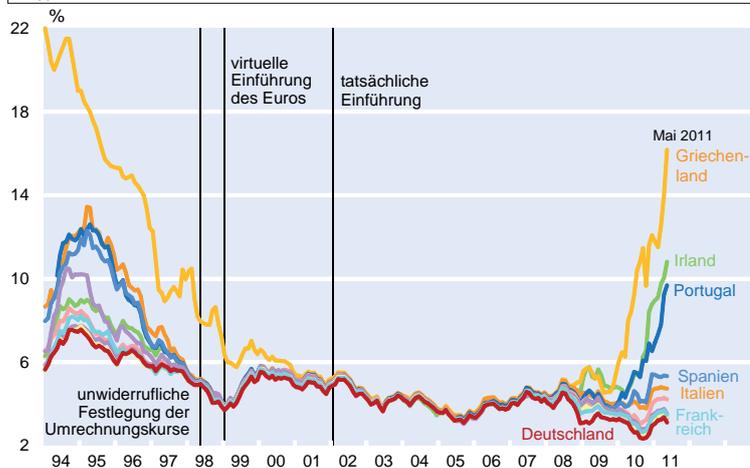
Einschränken muss man diese Aussage für den Fall der keynesianischen Unterbeschäftigung. Falls in den GIPS-Ländern eine durch einen Zusammenbruch der Nachfrage induzierte Krise vorlag, ist es denkbar, dass die Ressourcenkonkurrenz nicht vorlag. In keynesianischen Krisensituationen kann ein zusätzlicher Kredit, der vom einen in das andere Land verschoben wird, im begünstigten Land einen solchen Investitionsboom mit Multiplikatoreffekten auf das BIP auslösen, dass dadurch gemäß dem keynesianischen Credo „Die Investition schafft sich die Ersparnis selbst“ genau so viel zusätzlicher Kredit geschaffen wird, wie die Investition verbraucht. Dann wäre die Ressourcenkonkurrenz aufgehoben. Wir wollen nicht ausschließen, dass es temporär so war. Das ist einer der Gründe, weshalb wir die EZB-Politik in der akuten Phase der Krise für richtig hielten.

Indes ist diese Phase lange vorüber, und es zeigt sich statt dessen, dass das Hauptproblem der GIPS-Länder darin liegt, dass sie durch die jahrelange Überhitzung in der Zeit vor der Finanzkrise zu teuer geworden sind, also unter einer klassischen statt einer keynesianischen Arbeitslosigkeit leiden. Gleichzeitig ist Deutschland nach der Finanzkrise in den Boom gekommen und klagt bereits seit 2010 über einen Facharbeitermangel. In einer solchen Situation besteht sicherlich eine Ressourcenkonkurrenz auf den Güter- und Faktormärkten, so dass die Kreditverdrängung, die auf der Ebene des Zentralbankkredits ein Faktum ist, wie wir gezeigt haben, auch im Rest der Wirtschaft stattfinden muss.

Auch in dieser Situation ist es möglich, dass statt der inländischen Investition ein Kapitalexport in ein anderes Land unterbleibt, wenn Target-Kredite an die GIPS-Länder fließen. Indes ändert dies nichts an der Ressourcenkonkurrenz und der Aussage, dass der Target-Kredit in dem Maße, wie er nicht bloß die Kapitalflucht der Vermögensbesitzer finanziert hat, anderen Kreditverwendungen entzogen wurde. Zum anderen stimmt es auch nicht, dass die Finanzierungslast quasi verschwindet, weil sie sich im großen Weltteich des Kapitals verteilt. Das wäre nur dann der Fall, wenn alle Kapitalanlagen perfekte Substitute wären, etwa weil es keine Anlagerisiken gibt.

Davon ist die Welt, wie die gewaltigen Zinsspreads der europäischen Länder zeigen, indes meilenweit entfernt. Abbildung 11 verdeutlicht diese Zinsspreads für den Fall der Staatspapiere. Die Zinsen hatten sich vor der unwiderrufli-

Abb. 11
Renditen für 10-jährige Staatsanleihen
in %



Quellen: Reuters EcoWin, Government Benchmarks, Bid, 10 year, yield, close; Eurostat.

chen Festlegung der Wechselkurse (1998) im Euroraum wegen der Wechselkursrisiken ausgespreizt, und sie tun es seit dem Beginn der Krise wieder, weil die Investoren mit unterschiedlichen Konkurswahrscheinlichkeiten der Staaten rechnen. In den GIPS-Ländern müssen zum Teil exorbitant hohe Zinsen gezahlt werden.

Die Zinsspreads zeigen, dass die nationalen Kapitalmärkte selbst im Euroraum lange noch nicht so eng verwoben sind, wie es die Idee vom perfekten Weltkapitalmarkt suggeriert. Deshalb kann man davon ausgehen, dass es nicht irrelevant ist, von welchem Land der Zentralbankkredit abgezogen wird und wo er hinfließt. Je mehr Kapital durch öffentliche Kanäle von den europäischen Kernländern in die Länder der Peripherie fließt, desto kleiner werden die Zinsspreads sein, was für erstere höhere und für letztere niedrigere Zinsen bedeutet, als es ohne solchen öffentlichen Kanäle der Fall wäre. Dass bei einer immer weiteren Ausdehnung des öffentlichen Kreditflusses in andere Eurostaaten Deutschland höhere Zinsen zahlen muss, ist zu erwarten, weil seine Bonität wegen der Risiken, die mit der Kreditvergabe an die peripheren Staaten verbunden sind, leiden wird. Je mehr Instrumente der gemeinschaftlichen Haftung in Europa eingeführt werden, desto geringer werden die Unterschiede in der Bonität der europäischen Länder von den Investoren und ihren Rating-Agenturen eingeschätzt und desto mehr werden die Zinsen auf ein einheitliches Durchschnittsniveau gedrückt. Darüber hinaus würde die komparative Zinssenkung, die mit der Kreditvergabe an die peripheren Länder verbunden ist, die EZB mittelfristig veranlassen, ihren Hauptrefinanzierungssatz hochzusetzen, weil dann weniger Bremsenwirkungen in den peripheren Ländern zu befürchten sind.

Insofern ist auch davon auszugehen, dass der gigantische Fluss der Target-Kredite den Anstieg der Zinsspreads verzögert hat. Dass es trotzdem nicht gelang, die starken Sprei-

zungen bei den Zinsen dauerhaft zu verhindern, liegt vermutlich daran, dass auch die Target-Kredite letztlich nur in begrenztem Umfang zur Verfügung stehen, wie wir im nächsten Abschnitt zeigen werden. Die fundamentalen Ungleichgewichte im Euroraum sind viel zu groß, als dass die EZB sie mit ihren Mitteln kompensieren kann.

Richtig ist, dass Deutschland derzeit von den Zinsspreads profitiert. Während der ersten Phase des Euro seit seiner Ankündigung Mitte der 1990er Jahre war Deutschland in eine Flaute gekommen. Es herrschte eine Massenarbeitslosigkeit, das Kapital floss weg, Deutschland hatte die niedrigste Investitionsquote aller OECD-Länder, die zweitniedrigste Wachstumsrate Europas, stagnierende und fallenden Immobilienpreise, die niedrigste Lohnsteigerungsrate des Euroraums, und es wertete real gegenüber seinen Handelspartnern im Euroraum um etwa 20% ab. Zwei Drittel der gesamtwirtschaftlichen Ersparnis exportierte Deutschland in den letzten Jahren ins Ausland. Deutschland war weltweit der größte Kapitalexporteur nach China. Das deutsche Spargeld floss nach Amerika und nach Osteuropa, vor allem aber in die Länder der europäischen Peripherie. Die Bilanzen der deutschen Banken und Versicherungen, aber noch viel mehr jene der französischen, sahen sich geradezu mit den Staatspapieren dieser Länder voll, weil man für sie nach den geltenden Regulierungsvorschriften kein Eigenkapital unterlegen musste. Dann kam die Finanzkrise, und das Kapital traute sich nicht mehr fort. Die vollkommen veränderte Grundsituation auf den Kapitalmärkten erhöhte das Kapitalangebot in Deutschland und verschaffte dem Land einen Investitionsboom, der kurzfristig einen starken Konjunkturaufschwung bedeutet und dem Land mittelfristig für das kommende Jahrzehnt günstige Wachstumsaussichten verschafft. Die Prognose und Interpretation der Ereignisse hatte H.-W. Sinn im Juni 2010 erstmals aufgestellt, und sie ist inzwischen weithin akzeptiert.³² Insofern könnte Deutschlands Konjunkturlage die Fortsetzung des öffentlichen Kreditflusses von der Bundesbank in die europäische Peripherie durchaus verkraften. Das ist nicht zu bestreiten.

Dennoch wird mit diesem Kreditfluss die notwendige Korrektur der Fehlentwicklungen in den ersten Jahren des Euro unterminiert. Die Entscheidung der Märkte, doch nicht mehr in dem exorbitanten Maß Kapital in die Peripherie zu leiten, wie es in der Phase des allgemeinen Überschwangs und der Sorglosigkeit der Kapitalmärkte bis 2008 geschah, wird durch die Kreditvergabe der EZB teilweise aufgehoben. Wie auch immer man das bewerten möchte, das ist ein Faktum. Es macht den deutschen Boom nicht kaputt. Aber

klar ist auch, dass eine Stärkung von Rettungssystemen, sei es über die EZB, sei es über den Luxemburger Fonds, die Zinsspreads für sich genommen verringert. Das bringt den Kapitalfluss aus Deutschland heraus, der Deutschland vor der Krise ein extrem schwieriges Jahrzehnt verschafft hatte, zumindest partiell wieder in Gang und perpetuiert die Ungleichgewichte in den Leistungsbilanzsalden. Solange der Überhang der Importe über die Exporte finanziert wird, gibt es ihn, und er verschwindet, wenn man ihn nicht mehr finanzieren kann.

Es sei noch einmal betont: Die Hilfen der EZB in der akuten Phase der Krise waren richtig, denn die Kapitalmärkte drohten in Panik zu geraten und traten zu rasch auf die Bremse. Insofern stellen wir uns nicht auf den Standpunkt, dass die EZB die Target-Kredite nie hätte zulassen dürfen. Als die Krise ausbrach und schnell gehandelt werden musste, bevor sich die Parlamente Europas mit Hilfsaktionen befassen konnten, war es richtig und vertretbar, dass die EZB eingeschritten ist.

Indes wird die Politik nun so schon im vierten Jahr betrieben und ist dabei, zu einer Dauereinrichtung zu werden. Das halten wir für falsch und gefährlich. Es hätte inzwischen vielfach die Möglichkeit gegeben, die Parlamente Europas mit der Kreditvergabe und mit den nötigen Rettungsmaßnahmen zu befassen.

Das wäre nach unserer Auffassung insofern notwendig gewesen, als die Target-Kredite eindeutig keinen monetären, geldpolitischen Charakter hatten. Weder hat sich die gesamte Geldbasis des Euroraums durch diese Vergabe geändert, noch hat sich eine andere Verteilung dieser Geldbasis auf die einzelnen Länder ergeben. Es handelte sich um eine rein fiskalische Maßnahme, die unter Einschaltung der Parlamente aus den Budgets der Eurostaaten hätte finanziert werden müssen.

Im Zentralbankrat ist jedes Land, ob groß oder klein, mit einer Stimme vertreten, und er entscheidet mit Mehrheit. Malta hat dort formell das gleiche Stimmrecht wie Frankreich. Das ist kein Problem, solange sich die Zentralbank auf geldpolitische Maßnahmen beschränkt. Der Zentralbankrat hat das aber nicht getan, sondern seine Macht stattdessen eingesetzt, um die exzessive Kreditvergabe an die Notenbanken der peripheren Länder mit Hilfe einer immer wieder von neuem vorgenommenen Absenkung der Standards für die angenommenen Sicherheiten bei Refinanzierungsoperationen zu ermöglichen. Dadurch hat sich die Geldversorgung in den peripheren Staaten weit über den eigenen Transaktionsbedarf ausgedehnt, was die riesigen Target-Salden hat entstehen lassen.

Wie immer man die weiteren ökonomischen Effekte der Kreditverlagerung durch das EZB-System beurteilt, ob man eher

³² Vgl. H.-W. Sinn, »Nachweisbare Wirkung«, *Wirtschaftswoche*, 7. Juni 2010, Nr. 23, S. 39 (auch erschienen als »Reallocation of Savings in Europe«, *Ifo Viewpoint* Nr. 115, 22. Juni 2010); H.-W. Sinn, »Rescuing Europe«, *CESifo Forum*, Special Issue, August 2010, <http://www.cesifo-group.de/DocCIDL/Forum-Sonderheft-Aug-2010.pdf>; EEAG, *The EEAG Report on the European Economy*, CESifo, Munich 2011, http://www.cesifo-group.de/DocDL/eeag_report_chap2_2011.pdf.

an das keynesianische Wunder der Kreditschöpfung aus dem Nichts glaubt oder eine Welt mit Ressourcenkonkurrenz vor Augen hat: Die Target-Kredite, die die Notenbanken der europäischen Kernländer, allen voran die Bundesbank, in die Peripherie vergaben, sind im Hinblick auf die Verlagerung von Verfügungsrechten über ökonomische Ressourcen, die Zahlungsströme, die sie induzieren, die internationale Verteilung des Zentralbankgeldes, den Kreditfluss und die Haftungsfrage im Kern identisch zu kurzfristigen gemeinsam und anteilig besicherten Eurobonds, die von den Staaten der Kernländer gekauft werden müssen und aus deren Erlös den Ländern der Peripherie ein Kredit gegeben wird, weil sie sich am Markt nicht oder nur zu schlechten Konditionen finanzieren können. Solche Eurobonds verlagern das Verfügungsrecht über ökonomische Ressourcen von den Kernländern in die Peripherie in gleicher Weise, wie es die Target-Kredite tun. Mit den Eurobonds fließt Kredit und Geld von den Kernländern in die Peripherie, und Geld kommt für den Kauf von Gütern oder Vermögensobjekten zurück. Auch solche Bonds würden die Verteilung der Geldbasis in Europa nicht ändern und den Empfängerländern zu Lasten der Geberländer Kredit und damit Verfügungsrechte über ökonomische Ressourcen zuweisen. Selbst die Haftung wäre identisch. Wenn das kreditnehmende Land Pleite geht, haften bei einem Eurobond alle Euroländer gemeinschaftlich mit ihren Kapitalanteilen an der EZB, die selbst jeweils der Mittelwert des Bevölkerungs- und des BIP-Anteils sind. Alles ist genauso wie bei den Target-Krediten.

Wahrscheinlich ist dies der Grund dafür, dass sich einige europäische Regierungen im Jahr 2010 mit solchem Nachdruck für die Einführung von Eurobonds eingesetzt haben. Man hatte Angst vor dem Ende der Target-Politik und wollte auf dem Wege über eine Gemeinschaftseinrichtung in Luxemburg und die Ausgabe von Eurobonds im Grunde nur logisch fortsetzen, was die Europäische Zentralbank schon jahrelang praktiziert hatte.

Wie auch immer man die Politik der EZB letzten Endes bewerten wird: Um die Erkenntnis, dass all ihre ökonomischen Wirkungen, ob stark oder schwach, ob nützlich oder gefährlich, letztlich den Wirkungen kurzfristiger Eurobonds entsprechen, kommt man nicht herum. Die offene Diskussion über diesen Sachverhalt muss Europa führen.

Target-Kredite, Leistungsbilanz und Kapitalverkehr

Um die Bedeutung des Kredittransfers in die GIPS-Länder durch die europäische Zentralbank zu erfassen, ist es nützlich, sich die dritte Definition der Target-Salden aus dem zweiten Abschnitt dieses Textes noch einmal vor Augen zu führen. Danach misst eine Target-Schuld eines Landes den akkumulierten Nettoabfluss von Zentralbankgeld für den Kauf

von Gütern und Vermögensobjekten im Euroausland. Übersetzt in die Sprache der Außenhandelsstatistik bedeutet dies, dass der auf ein Jahr bezogene Zuwachs der Target-Schuld eines Eurolandes der Summe aus dem (privaten und öffentlichen) Nettokapitalexport und dem Leistungsbilanzdefizit mit den anderen Euroländern gleicht, denn so groß ist der Nettoabfluss von Euro-Zentralbankgeld in die anderen Euroländer. Ein Nettokapitalexport ist als Nettozuwachs im Eigentum an ausländischen Vermögenstiteln definiert, und ein Leistungsbilanzdefizit ist im Wesentlichen der Teil des Überschusses der Importe an Gütern und Dienstleistungen, der nicht über Transfers (Geschenke) aus anderen Ländern finanziert ist. Wie erläutert wird der Nettoabfluss an Zentralbankgeld aus einem Land, d.h. der Zuwachs der Target-Schuld dieses Landes, in der Außenhandelsstatistik korrekterweise als Kapitalimport des Landes durch das Zentralbanksystem verbucht. Im Folgenden wird der Begriff Kapitalimport oder -export aber immer auf den privaten und öffentlichen Bereich außerhalb der Zentralbank bezogen, wenn nichts anderes gesagt wird. Entsprechend schließen wir die Änderung von Devisenbeständen nicht in unsere Definition der Kapitalbewegungen ein.

Nennen wir den Zuwachs der Target-Schuld ΔT , das Leistungsbilanzdefizit mit dem gesamten Ausland L , das Leistungsbilanzdefizit mit anderen Nicht-Euroländern L_n , den Nettokapitalexport in das gesamte Ausland K und den Nettokapitalexport in andere Nicht-Euroländer K_n . Dann gilt für den Zuwachs der Target-Schuld die Formel

$$\begin{aligned}\Delta T &= L - L_n + K - K_n \\ &= L + K - (L_n + K_n).\end{aligned}$$

Hierbei misst der Klammerausdruck in der zweiten Zeile der Gleichung den Nettoerwerb von Gütern und Vermögensobjekten im Ausland außerhalb der Eurozone, der zwangsläufig ein Nettoabfluss an Devisen ist. In einem Festkursystem mit anderen Ländern könnte dieser Posten einen erheblichen Umfang haben, weil die Euronotenbanken intervenieren würden, um Wechselkurse zu stabilisieren. Zum Beispiel könnten sie Dollars gegen Euros verkaufen, um Euroinländern die Möglichkeit eines solchen Nettoerwerbs von Gütern und Vermögensobjekten zu geben. Das aber tun die europäischen Notenbanken nicht, oder wenn, dann nur in verschwindendem Umfang. Es war und ist die erklärte Politik der EZB, den Wechselkurs frei floaten zu lassen. In diesem Fall müssen die Leistungsbilanzsalden mit den Nicht-Euroländern immer durch gleich hohe Salden in den Kapitalverkehrsbilanzen mit diesen Ländern ausgeglichen werden, und der Wert des Klammerausdrucks ist null. Damit vereinfacht sich der obige Ausdruck auf

$$\Delta T \approx L + K = L - Z$$

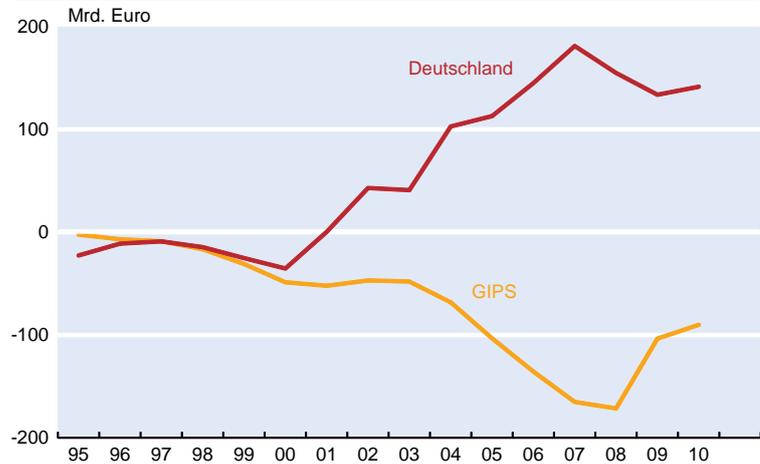
wobei Z der Nettokapitalimport mit dem Gesamtausland ist. Der Zuwachs der Target-Schuld eines Eurolandes ist also im Falle fehlender Devisenoperationen gleich der Summe aus dem Leistungsbilanzdefizit mit allen anderen Ländern in- und außerhalb der Eurozone und dem Nettokapitalexport nach dort. Äquivalent ist die Aussage, dass der Zuwachs der Target-Schuld jenem Teil des Leistungsbilanzdefizits eines Eurolandes mit allen anderen Ländern entspricht, der nicht durch (private und öffentliche) Kapitalimporte aus dem Rest der Welt finanziert ist; das ist der Ausdruck hinter dem zweiten Gleichheitszeichen. Dies ist die Definition, die bereits im FAZ-Aufsatz von H.-W. Sinn gegeben wurde, nur dass wir hier explizit zwischen dem Euroraum und den anderen Ländern unterschieden haben.³³

In Abbildung 2 wurde schon gezeigt, dass die Target-Salden der GIPS-Länder bis einschließlich des Jahres 2007, also kurz vor dem Ausbruch der Finanzkrise, praktisch null waren und erst danach hochschossen. Bis 2007 müssen deshalb die Kapitalimporte der GIPS-Länder in etwa so groß wie deren Leistungsbilanzdefizite gewesen sein. Was man netto an Gütern im Ausland kaufte, wurde durch einen Nettozustrom von Kapital finanziert. Da der öffentliche Kapitalstrom bis dahin unerheblich war, handelte es sich dabei faktisch nur um einen Nettozustrom an privatem Kapital. Konkret heißt das, dass sich die peripheren Länder über private Kanäle im Ausland verschuldet haben, um ihre Außenhandelsrechnung zu bezahlen. Das ist der Normalfall, den man eigentlich immer erwartet, wenn ein Land ein Leistungsbilanzdefizit hat.

Wie Abbildung 2 zeigte, stieg die Target-Schuld der GIPS-Länder dann aber dramatisch an, bis auf 340 Mrd. Euro im Dezember des Jahres 2010, während gleichzeitig Deutschland eine Target-Forderung im Umfang von 326 Mrd. Euro entwickelte. Der Zuwachs der Target-Schuld der GIPS-Länder in diesen drei Jahren, von Dezember 2007 bis Dezember 2010, betrug 321 Mrd. Euro und der Zuwachs der Target-Forderung der Bundesbank 255 Mrd. Euro. Die deutsche Target-Forderung war, wie Abbildung 2 gezeigt hat, schon zur Mitte des Jahres 2007 deutlich angestiegen. Die Frage ist nun, in welcher Größenbeziehung diese Zahlen mit den Leistungsbilanzsalden dieser drei Jahre stehen. Dazu ist zunächst ein Blick auf Abbildung 12 nützlich, die anzeigt, wie sich diese Salden entwickelt haben.

Die Abbildung zeigt, dass sich das Leistungsbilanzdefizit der GIPS-Länder praktisch spiegelbildlich zum deutschen

Abb. 12
Leistungsbilanzsalden im Vergleich
in Mrd. Euro



Quelle: Eurostat, *Wirtschaft und Finanzen, Zahlungsbilanz, Zahlungsbilanzstatistiken nach Land*; Berechnungen des ifo Instituts.

Leistungsbilanzüberschuss entwickelt. Während der deutsche Überschuss im Jahr 2007 ein Maximum von 181 Milliarden erreichte, stieg das Defizit der GIPS-Länder ein Jahr später auf 171 Mrd. Euro. Die Kurven sind so ähnlich, dass man sie fast spiegeln könnte. Christine Lagarde, die französische Finanzministerin, sagte dazu treffend: »It takes two to tango.«

Die Leistungsbilanzdefizite der GIPS-Länder hatten, wie man sieht, auch noch in und nach der Krise erhebliche Ausmaße von durchschnittlich mehr als 100 Mrd. Euro im Jahr. In der Summe der drei Jahre 2008–2010 lagen sie bei 365 Mrd. Euro. Das ist um 44 Mrd. Euro mehr als die erwähnten 321 Mrd. Euro, die den Zuwachs der Target-Schuld dieser Länder in der gleichen Zeitspanne messen. Die Folgerung daraus ist, dass die GIPS-Länder in ihrer Gesamtheit während der letzten drei Jahre netto noch einen Kapitalimport von 44 Mrd. Euro hatten, während der Rest der Außenhandelsrechnung, eben die 321 Mrd. Euro durch Target-Kredite, letztlich also die Druckerpresse, finanziert wurde.

Abbildung 13 verdeutlicht diesen Sachverhalt, indem die Kurve der akkumulierten Leistungsbilanzdefizite der GIPS-Länder in das aus Abbildung 2 bekannte Diagramm mit dem Zeitverlauf der Target-Schulden der GIPS-Länder eingezeichnet wurde. Die rote Kurve zeigt die Höhe der Target-Schulden der GIPS-Länder, und die blaue Kurve zeigt die seit dem Ende des Jahres 2007 akkumulierte Summe der Leistungsbilanzdefizite dieser Länder. Der Startpunkt der blauen Kurve ist auf den Wert der Target-Schuld zum Ende des Jahres 2007 nach oben hin verschoben worden, damit man die akkumulierte Summe der Leistungsbilanzdefizite mit dem Zuwachs der Target-Schuld seit diesem Zeitpunkt vergleichen kann, denn gemäß der obigen Formeln ist die Differenz zwischen diesen Größen der seit dem

³³ H.-W. Sinn, »Riskante Kreditersatzpolitik«, *Frankfurter Allgemeine Zeitung*, a.a.O. Vgl. auch H.-W. Sinn, »The ECB's Stealth Bailout«, *VOX*, a.a.O.

Ende des Jahres 2007 akkumulierte und summierte Kapitalimport dieser Länder. Dabei sei noch einmal an unsere Sprachregelung erinnert, wonach der hier gemeinte Kapitalimport, wenn nichts anderes gesagt wird, nur der private und öffentliche Kapitalimport ist und nicht den über das Zentralbankensystem erzwungenen Kapitalimport umschließt, der ja durch die Target-Schuld selbst gemessen wird (in der Statistik des internationalen Zahlungsverkehr wird, wie schon erwähnt, auch der Aufbau der Target-Schuld als Kapitalimport erfasst). Graphisch erkennt man also den akkumulierten Kapitalimport an der vertikalen Differenz zwischen den Kurven.

Um die Interpretation der Kurven zu erleichtern, kann man vielleicht hypothetisch so formulieren: Hätte sich die blaue Kurve der Leistungsbilanzdefizite ohne die Target-Kredite genauso entwickelt, wie sie es tat (was sicherlich nicht der Fall gewesen wäre), dann würde der Abstand von der kleinen Hilfs-Horizontalen, die in der Graphik eingezeichnet ist, bis zu dieser Kurve den akkumulierten Kapitalimport seit dem Ende des Jahres 2007 messen. Mit der Target-Schuld, die sich aufgebaut hat, hat sich dieser Kapitalimport jedoch rechnerisch um die Target-Schuld verkleinert, d.h. der private Kapitalimport wurde durch den über das Zentralbankensystem erzwungenen Kapitalimport ersetzt, immer unter der hypothetischen (und falschen Annahme), die Leistungsbilanzsalden hätten nicht auf die Maßnahmen der EZB reagiert.

Man sieht, dass es keine statistische Korrelation bei den Bewegungen dieser Kurven im Quartalsvergleich gab, wohl aber, dass sich vergleichbare Zahlenwerte ergaben. Die Kurve der akkumulierten Leistungsbilanzdefizite liegt etwas über der Kurve der Target-Schuld, aber nicht allzu weit. Das zeigt, dass der akkumulierte Kapitalimport der GIPS-Länder ins-

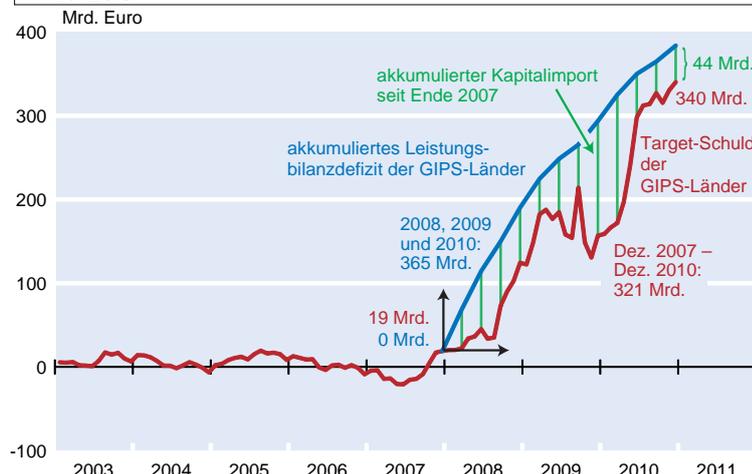
gesamt stets positiv war. Zum Ende des Jahres 2010 lag dieser akkumulierte Kapitalimport bei den schon erwähnten 44 Mrd. Euro. Das waren 12% des gesamten Finanzierungsbedarfs in Höhe von 365 Mrd. Euro, wie er durch die Leistungsbilanzdefizite entstanden ist. 88% waren demgegenüber durch die Target-Salden, also letztlich durch die Druckerpresse, finanziert.

Interessant ist nun auch der Vergleich mit Deutschland. Einerseits hatten schon Abbildungen 1 und 2 gezeigt, dass das Gegenstück zum Aufbau der Target-Schuld der GIPS-Länder praktisch ausschließlich in den Target-Forderungen der Bundesbank zu suchen waren. Der Rest der Euroländer trug quantitativ nur sehr wenig zum Geschehen bei. Andererseits zeigt das Lagardsche Tango-Diagramm (vgl. Abb. 12), dass die deutschen Überschüsse in der Leistungsbilanz das Gegenstück der Defizite der GIPS-Länder waren. Die Summe der deutschen Leistungsbilanzüberschüsse lag in den letzten drei Jahren bei 430 Mrd. Euro, und der Zuwachs der Target-Forderungen in dieser Zeit war, wie erwähnt, 255 Mrd. Euro. Damit lässt sich feststellen, dass in den Jahren 2008–2010 die Target-Kredite, die die Bundesbank den GIPS-Ländern über das EZB-System gab, bei 60% der deutschen Leistungsbilanzüberschüsse und knapp 70% der Leistungsbilanzdefizite der GIPS-Länder lagen. Der Eindruck, dass die Bundesbank zu einer riesigen Außenhandelsbank geworden ist, die den deutschen Export in die europäische Peripherie finanzierte, lässt sich angesichts dieser Zahlen nicht ganz von der Hand weisen. Letztlich ist ein erheblicher Teil des gesamten Exportüberschusses der letzten drei Jahre mit neu gedrucktem Geld bezahlt worden, für das sich die Länder der Peripherie bei der Europäischen Zentralbank zu Lasten, aber auch mit Billigung der Bundesbank die Druckerlaubnis holten. Der Zins für den Kredit, den die GIPS-Länder erhielten, lag bei nur 1%. Da er unter dem Marktzins und unter der Inflationsrate lag, kann man diesen Kredit auch als eine implizite Exportsubvention begreifen.

Aber zurück zum Zusammenhang zwischen Leistungsbilanzsalden und Kapitalströmen der GIPS-Länder. Abbildung 13 zeigt nur die Beziehung im Aggregat, bezogen auf die Gesamtheit der GIPS-Länder. Aus dieser Beziehung folgt noch nicht, das möchten wir betonen, dass die Rechnung für jedes einzelne Land ähnlich ausgesehen hat. Dies zeigt Abbildung 14. Dort wird der Vergleich zwischen der Target-Schuld und den akkumulierten Leistungsbilanzsalden auf die Länder heruntergebrochen. Die Abbildungen sind im Prinzip so konstruiert wie Abbildung 13, nur dass die Hilfskoordinaten nicht explizit eingezeichnet sind. Der horizontale Abstand zwischen den Kurven zeigt wieder den seit dem Ende des Jahres 2007 akkumulier-

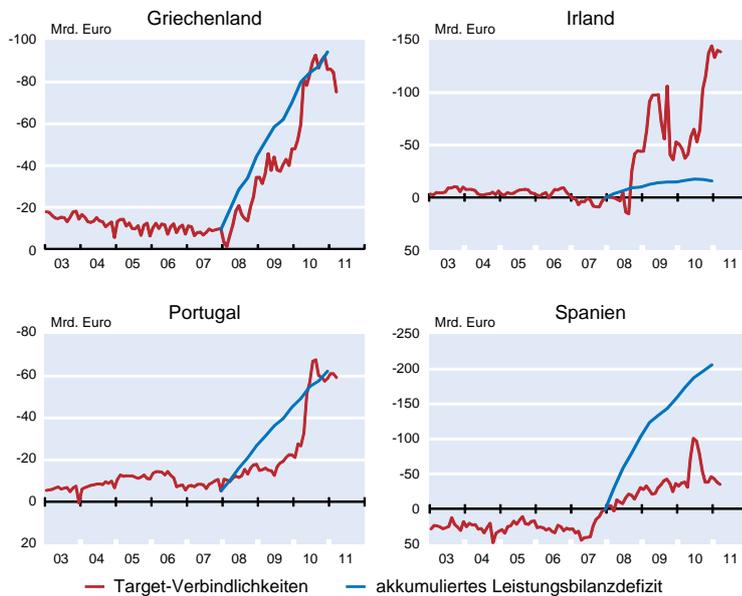
Abb. 13

Finanzierung des Leistungsbilanzdefizits durch das Target-System in Mrd. Euro



Quellen: Internationaler Währungsfonds (vgl. Abbildung 5) und Eurostat, Datenbank, *Wirtschaft und Finanzen, Leistungsbilanz nach Ländern*; Berechnungen des ifo Instituts.

Abb. 14
Leistungsbilanz- und Target-Salden im Einzelnen
in Mrd. Euro



Quelle: Vgl. Abbildung 13.

ten Nettokapitalimport, wenn die blaue Kurve über der roten liegt, bzw. den akkumulierten Nettokapitalexport, wenn die rote Kurve über der blauen liegt.

Es ist unschwer zu erkennen, dass nur im Falle Griechenlands und Portugals eine approximative Gleichheit zwischen dem akkumulierten Leistungsbilanzdefizit und der Target-Schuld besteht. In diesen Ländern war die Summe aus privatem und öffentlichem Kapitalfluss in den letzten drei Jahren nahezu null. Die Notenbank hat dort die Leistungsbilanzdefizite vollkommen finanziert. Auch dies heißt natürlich nicht, dass eine Korrelation der zeitpunktbezogenen Werte im statistischen Sinne vorlag.³⁴ Die Defizite mussten finanziert werden, temporär gab es private Kredite, dann versiegten sie wieder, und die Zentralbanken mussten nachhelfen. Später gab es auch öffentliche Kredite über die Staatengemeinschaft. Es war ein permanentes Hin und Her, ein Wechselspiel zwischen den störrischen Kapitalmärkten und den Zentralbanken, die in die Bresche sprangen, wenn der Kapitalfluss nicht ausreichte. Nur in der Summe der drei Jahre lässt sich konstatieren, dass der Zuwachs der Target-Schulden, der durch die Zusatzgeldversorgung in den GIPS-Ländern zustande kam, gerade ausreichte die Leistungsbilanzdefizite zu finanzieren.

Bei Irland und Spanien war es jedoch ganz anders, und zwar in beide Richtungen. Spanien hatte offenbar stets noch private Kapitalströme zur Finanzierung des Leistungsbilanzdefizits anlocken können, so dass die spanische Notenbank

nur aushilfsweise einspringen musste, um den Importüberhang zu bezahlen. In der Summe sind in drei Jahren Target-Schulden von nur 46 Mrd. Euro aufgehäuft worden, während das akkumulierte Leistungsbilanzdefizit bei immerhin 207 Mrd. Euro lag.

Umgekehrt war es in Irland. Irland litt offenbar unter einer massiven Kapitalflucht, denn während das akkumulierte Leistungsbilanzdefizit des Landes in der Summe der drei Jahre nur 16 Mrd. Euro betrug, stieg die Target-Schuld um 145 Mrd. Euro an. Das war bald so viel wie das irische Bruttoinlandsprodukt eines Jahres, das zuletzt bei 160 Mrd. Euro lag. Irland hat ein im Verhältnis zu seiner Größe riesiges Bankensystem. Der Staat hatte deshalb im Jahr 2008 nach der Lehman-Krise Garantien für die Banken vom zweieinhalbfachen des irische BIP ausgegeben.³⁵ Diese Garantien waren aber offenbar nicht glaubhaft. Die Banken und die anderen Kapitalsammelstellen, die in Irland versammelt waren, zogen ihr Kapital deshalb aus dem Land heraus, indem sie ihre Vermögensobjekte an die irische Notenbanken verkauften, und versuchten es in anderen Ländern in Sicherheit zu bringen. Gleichzeitig verweigerten sich die Banken der anderen europäischen Ländern, den irischen Banken weiterhin Kredit zu geben und wenn, dann nur zu extrem hohen Zinsen. Die irische Notenbank war in dieser Situation Retterin in der Not, indem sie sich als Ersatz zur Verfügung stellte und die Geldpresse bediente.

Im kleineren Ausmaß ist es übrigens auch in Griechenland zu einer Kapitalflucht gekommen. Da trotz der öffentlichen Rettungsprogramme, die schon 2010 für Griechenland organisiert wurden, der Anstieg der Target-Schuld so groß wie das akkumulierte Leistungsbilanzdefizit war, muss die private Nettokapitalflucht in etwa den Umfang dieser Hilfsprogramme gehabt haben.

Im Ganzen war der Aufbau der Target-Schulden gigantisch, 46 Milliarden für Spanien, 54 Milliarden für Portugal, 76 Milliarden für Griechenland und 145 Milliarden für Irland in nur drei Jahren, in der Summe 321 Milliarden mehr, als Ende 2007 vorhanden war.

Man muss sich fragen, was eigentlich passiert wäre, wenn die Zentralbanken dieser Länder nicht in der Lage gewesen wären, neues Geld über das hinaus zu emittieren, was die Länder für ihre innere Geldzirkulation brauchten. Sicher-

³⁴ Man vergleiche dazu Punkt 1 im Abschnitt *Antwort auf die Kritiker*.

³⁵ Vgl. H.-W. Sinn, *Casino Capitalism. How the Financial Crisis Came about and What Needs to Be Done Now*, Oxford University Press, Oxford 2010, S. 193.

lich wäre es dann zu erheblichen Verwerfungen und umfangreichen Bankpleiten gekommen, weil sich die Bankensysteme nicht mehr hätten refinanzieren können. Deshalb war die Bailout-Politik der EZB in der Anfangsphase, als die Parlamente gar nicht schnell genug mit Rettungspaketen hätten reagieren können, ja auch richtig, das sei noch einmal betont.

Dramatische Konsequenzen hätten sich auch für den Kapitalverkehr und die Leistungsbilanzsalden ergeben, denn die Knappheit des Kredits hätte die Zinsen noch stärker ansteigen lassen, als ohnehin schon, und der Markt hätte ein Angleichung von Leistungsbilanzdefiziten und Kapitalimporten erzwungen. Die Leistungsbilanzdefizite wären sicherlich zurückgegangen, weil die Investoren angesichts der hohen Zinsen sehr viel weniger Kredit aufgenommen hätten. Über die Nachfrage- und die Angebotsseite wäre es zu einer Kontraktion der Wirtschaft gekommen. Damit wären die Importe zurückgegangen, und wegen fallenden Löhne und Preise hätten die Exporte angezogen.

Aber nicht nur das, die steigenden Zinsen hätten die Kapitalflucht eingedämmt, wenn nicht verhindert. Das wäre eher günstig für die Entwicklung der Länder gewesen. Wenn es keinen billigen Kredit im Inland gibt, dann kann man seine Immobilie auch nicht verkaufen, und die Banken lassen einen auf den Staatspapieren sitzen, die sie dank der Target-Kredite ja tatsächlich in riesigem Umfang erwarben. Das Kapital ist quasi gefangen in dem Land, in dem es sich befindet. Bei steigenden Zinsen wären die Preise der Vermögenswerte in den Keller gegangen, die Effektivrenditen wären gestiegen, und irgendwann wäre der Preis so tief gewesen, dass auch wieder Wertsteigerungen erwartet worden wären. Dann wäre das Kapital geblieben, und vielleicht wäre sogar neues aus dem Ausland gekommen. Der Kapitalmarkt hätte sich in einem solchen Szenarium wahrscheinlich sehr rasch stabilisiert.

Sicher, es hätte viele Konkurse gegeben, aber der Konkurs bedeutet nicht, dass die Vermögenswerte verschwinden, sondern nur dass sie in andere Hände wechseln.

Etwas mehr Mut, die Marktprozesse laufen zu lassen, hätte der EZB die riesigen Probleme in Form eines Bestands an dubiosen Kreditsicherheiten erspart, mit denen sie sich jetzt herumschlagen muss.

Der billige Kredit, den die Notenbanken gaben, hat die Kapitalflucht, die gemeinhin beklagt wird, in diesem Umfang überhaupt erst möglich gemacht. Nutznießer der EZB-Politik waren, wenn man diese Aspekte bedenkt, vor allem die reichen Vermögensbesitzer der GIPS-Länder, denen es gelang, ihr Vermögen ins Ausland zu retten. Aber natürlich gehörten auch die Eigentümer der Banken und Versicherungen Zentraleuropas, allen voran Frankreichs und dann auch

der Bundesrepublik Deutschlands, zu den Nutznießern. Die französischen Banken hatten relativ zur Landesgröße noch im ersten Quartal 2010 doppelt so viel in Staatspapiere investiert wie die deutschen, und sie waren vor allem in den südlichen Ländern unterwegs. Die deutschen Banken hatten sich stärker in Irland engagiert. Sie alle konnten massiven Abschreibungsverlusten durch den Verkauf ihrer Anlagen an die lokalen Geschäftsbanken, die sich dann bei den Notenbanken refinanzierten, gerade noch rechtzeitig entgehen. Der Bailout, den die EZB veranstaltet hat, hat, wie man heute weiß, die Situation nur temporär beruhigt, denn die Zinsspreads sind heute höher denn je (vgl. Abbildung 11). Aber für viele Besitzer von Immobilien und vor allem von Staatspapieren war diese Politik die Rettung. Gerade noch rechtzeitig gelang es mit Hilfe der nationalen Notenbanken die Schäfchen ins Trockene zu bringen.

Die Europäische Zentralbank hätte auch anders entscheiden können. Sie hätte, als die akute Krise vorbei war, die Rettungsaufgabe den Parlamenten und den Märkten übergeben können, denn, wie erläutert, hat sie den Bailout betrieben und damit rein fiskalische Maßnahmen ergriffen, die wenig mit Geldpolitik im engeren Sinne des Wortes zu tun haben. Das wäre vielleicht auch im Hinblick auf die europäische Wirtschaftsentwicklung besser gewesen. Man kann gegen Marktprozesse nicht grenzenlos intervenieren, sondern muss sie auch einmal laufen lassen, wenn die schlimmsten Gefahren des Augenblicks überwunden sind. Die Erfahrungen mit vielen Jahren der fruchtlosen Versuche der Zentralbanken, die Wechselkurse zu manipulieren, sollten eigentlich Lehrstück genug sein. Statt unermessliche Summen in die Intervention zur Erzielung marktferner Kurse einzusetzen, sind die Zentralbanken der Welt heute tolerant geworden und verzichten mit Ausnahme von China und ein paar anderen Ländern auf eine solche Politik. Man hat gelernt, dass man gegen die Märkte doch nicht ankommt und dass es manchmal billiger und vielversprechender ist, die eine Seite von Wall Street mit der anderen kämpfen zu lassen, anstatt selbst den Kampf um Marktpreise aufzunehmen, die man für richtig hält.

Fünf vor zwölf

Von den vielen ergebnislosen Versuchen, durch Interventionen der Notenbanken Wechselkurse von ihren Gleichgewichtswerten fernzuhalten, weiß man, dass unermessliche Kapitalmengen nötig sind und die Notenbanken dennoch zum Schluss den Kampf verlieren können. Eines der eindrucksvollsten Lehrstücke war der Kampf der englischen Notenbank gegen die Leerverkäufe von George Soros im Jahr 1992. Damals hatte die Bank of England versucht, das Pfund zu stützen, indem sie Dollars, D-Mark und Franc aus ihren Beständen verkaufte. Sie verlor, denn Soros hatte sich ausgerechnet, wie groß die Devisenbestände der

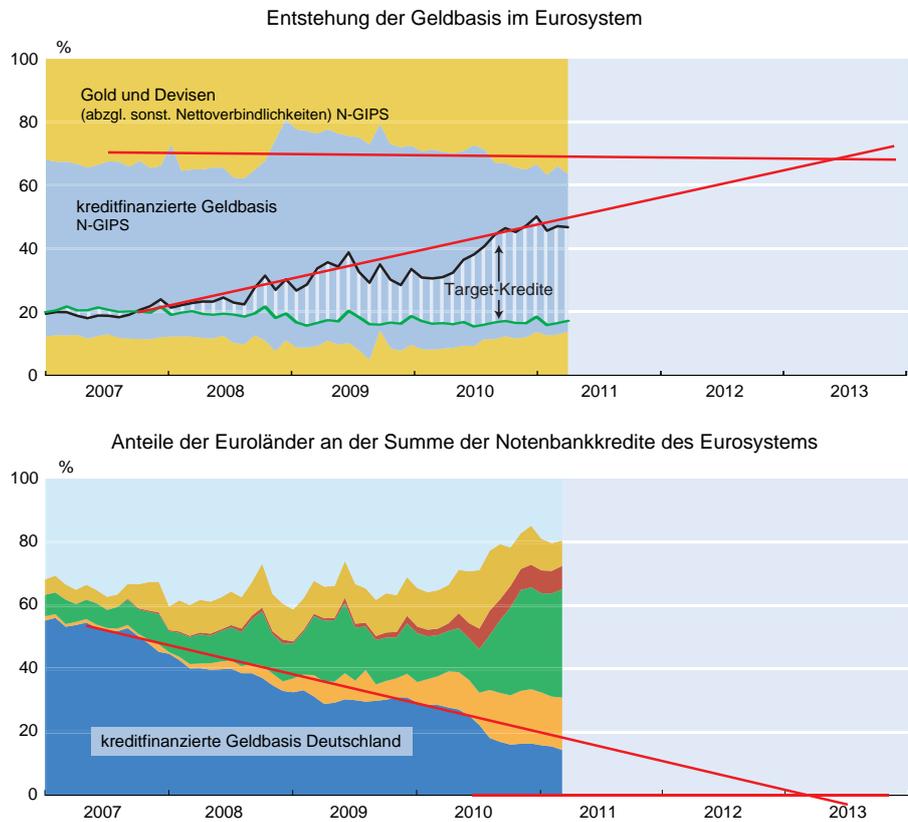
Bank waren und wusste, wie viele Leerverkäufe des Pfund er realisieren müsste, um die Bank of England zu besiegen. Er gewann, das Pfund musste abwerten, und Großbritannien schaffte die Eintrittsbedingungen für die europäische Währungsunion nicht.

Die Situation der EZB erinnert an solche vergeblichen Versuche, denn auch ihr Munitionsvorrat ist begrenzt. Durch die Verlagerung der Geldemission in die GIPS-Länder hat sie nun schon über drei bis vier Jahre hinweg dem Kapitalmarkt die Stirn geboten. Sie hat in Irland die Kapitalflucht kompensiert und zusätzlich noch das irische Leistungsbilanzdefizit finanziert. Sie hat in Spanien jenen Teil des Leistungsbilanzdefizits finanziert, den die Kapitalmärkte nicht mehr finanzieren wollten. Und Griechenland und Portugal, deren Kapitalmärkte austrockneten, hat sie Leistungsbilanzdefizite von 10% des BIP und mehr praktisch vollständig finanziert. In der Summe der GIPS-Länder finanzierte sie 88% der Leistungsbilanzdefizite der letzten drei Jahre.

Das alles hat jenen Teil der in diesen Ländern emittierten Geldbasis, der nicht dort zirkuliert, sondern ins Ausland wanderte, bis zum Ende 2010 auf 340 Mrd. Euro hochschnellen lassen, von nur 4 Milliarden zum Beginn des Jahres 2007.

Wie im dritten Abschnitt dieses Aufsatzes schon gezeigt wurde, lag der Anteil der in den GIPS-Ländern per Kredit geschöpften Geldbasis an der gesamten Kreditschöpfung des Eurosystems im März 2011 bei 66%, obwohl der BIP-Anteil dieser Länder nur 18% beträgt. Das Zusatzgeld, das die Notenbanken der GIPS-Ländern ihrer Wirtschaft in den letzten drei Jahren geliehen haben, um den bei ihnen ansässigen Firmen, Banken und Bürgern die Möglichkeit zu geben, einen Nettoimport von Gütern und Vermögensobjekten aus dem Ausland zu finanzieren, oder flapsiger gesagt: über ihre Verhältnisse zu leben und ihr Vermögen im Ausland in Sicherheit zu bringen, hatte bereits 59% des gesamten Bestands an Geldschöpfungskrediten des Eurosystems absorbiert. Gleichzeitig ging der Zentralbankkredit, der von den anderen Ländern ausgegeben wurde, bis zum März

Abb. 15
Ende in Sicht



Quellen: Vgl. Abbildungen 9 und 10.

2011 von ursprünglich 87% der gesamten Notenbankkredite des Eurosystems oder 387 Mrd. Euro auf 34% oder 179 Milliarden zurück. Dabei traf der Haupteffekt die Bundesbank. Der Kredit, der von ihr vergeben wurde, fiel von ursprünglich 55% (Anfang 2007) auf nur noch 14%, in absoluten Zahlen von 246 Mrd. Euro auf 76 Mrd. Euro. Da die Target-Kredite an die GIPS-Länder in den letzten drei Jahren um über 100 Mrd. Euro pro Jahr gestiegen sind, ist bei einer Fortsetzung der Politik der Kreditverlagerung absehbar, dass die verbleibenden 179 Mrd. Euro der anderen Euroländer bzw. die restlichen 76 Mrd. Euro der Bundesbank bald verbraucht sein werden. Das Ende dieser Politik ist also in Sicht. Zwei Jahre lang mag sie noch durchzuhalten sein, dann aber ist Schluss.

Abbildung 15 zeigt das Problem. Sie ist im Wesentlichen aus den Abbildungen 9 und 10 zusammengesetzt, die oben schon eingehend erläutert wurden. Der obere Teil der Abbildung zeigt eine hypothetische Projektion, die den Verlauf der Notenbank-Kreditlinie für die GIPS-Länder inklusive der Target-Kredite verlängert, und die untere Abbildung zeigt eine andere Projektion, die den Pfad der deutschen Notenbankkredite verlängert. Beide Projektionen bestätigen die Aussage, dass eine unveränderte Verlängerung des Trends der Kreditverdrängung in etwa zwei Jahren, nämlich um das

Jahr 2013, zum Ende des Kreditersatzgeschäfts der EZB führt, weil es dann keinen Zentralbankkredit in Deutschland oder den anderen Eurostaaten mehr gibt, den man in die GIPS-Länder verlagern könnte. Das heißt nicht, dass der Restkredit des Notenbanksystems, der trotz der Kreditverlagerung noch in den europäischen Kernländern liegt, in Kürze tatsächlich verschwindet. Es heißt aber, dass die EZB unter einem enormen Handlungsdruck steht, genau dies zu verhindern.

Käme es zur vollständigen Verdrängung des Zentralbankkredits in den Kernländern, könnte die EZB zwar immer noch neue Geldschöpfungskredite in den GIPS-Ländern vergeben. Die automatische Sterilisierung des Zuwachses der Geldmenge durch einen Abbau der Refinanzierungsgeschäfte in den Kernländern wäre dann aber nicht mehr möglich.

Das bedeutet entweder, dass die EZB den Eintritt in ein inflationäres Regime akzeptieren müsste, bei dem die Geldbasis im Ausmaß der jährlichen Target-Verschuldung der GIPS-Länder steigt. Oder die EZB müsste bewusst auf andere sterilisierende Politikmaßnahmen setzen. Sie könnte zum Beispiel die nationalen Notenbanken bitten, ihre Goldbestände zu verkaufen, denn dadurch würde ja auch Zentralbankgeld vernichtet. Auf diese Weise könnte sie das zusätzliche Zentralbankgeld wieder einsammeln, das in den GIPS-Ländern über das Normalmaß ausgegeben wird. Faktisch liefe das aber darauf hinaus, die GIPS-Länder durch Goldverkäufe der anderen Notenbanken zu finanzieren. Man kann sich vorstellen, dass dies in der Öffentlichkeit nicht auf große Gegenliebe stoßen würde, um es milde auszudrücken. Oder sie kann selbst Anleihen ausgeben, um sich am Markt zu verschulden und das überschüssige Geld einzusammeln. Aber auch das wäre eine ungewöhnliche Maßnahme, die in der Öffentlichkeit Unverständnis hervorrufen würde. Die EZB sitzt also politisch in der Klemme.

Das ist vermutlich der Grund, warum sie sich im Jahr 2010 so energisch dafür eingesetzt hat, dass die Mitgliedsländer des Euroverbunds den Luxemburger Rettungsfonds EFSF gründen und nun auch für den European Stability Mechanism (ESM) votiert, der den EFSF zu einer Dauerinstitution machen soll. Der ESM soll dazu dienen, in Bedrängnis gekommenen Ländern mit zinsverbilligten Krediten unter die Arme zu greifen und letztlich die EZB ersetzen, die das nun schon im vierten Jahr tut.³⁶ Der Fonds darf zwar keine Eurobonds ausgeben, doch kommt seine

Tätigkeit der Emission solcher Bonds ziemlich nahe. Einerseits darf er sich nämlich selbst verschulden und die Kreditmittel an die bedrängten Länder weiterreichen. Andererseits haften die Länder des Euroraums gemeinschaftlich mit ihren Kapitalanteilen wie bei Eurobonds. Im Kern kommt die Konstruktion des Fonds, was die Kreditflüsse und die Haftung betrifft, den Target-Krediten sehr nahe. Dass Target-Kredite eigentlich kurzfristige Eurobonds sind, wurde oben ja schon gezeigt.

Es ist noch nicht wirklich klar, unter welchen Bedingungen der Fonds seine Mittel ausgeben können, ob er nur die *Ultima Ratio* einer Hilfe darstellt, wie die deutsche Seite das will, oder ob er zu einer Dauerinstitution wird, die ihre Mittel quasi automatisch bis zu dem Ausmaß zur Verfügung stellt, die die europäische Kommission durch ihre verschiedenen Verschuldungsgrenzen definiert, was diese Grenzen politisch zu Verschuldungsrechten machen würde. Auf jeden Fall wird aber die Target-Politik in dem Maße ersetzt, wie dieser Fonds aktiv wird.

Das Geld, das durch den Fonds in das Bankensystem der GIPS-Länder fließt, führt dort für sich genommen zu einem Aufbau von Target-Forderungen gegen die EZB. Damit kann der Fonds den weiteren Aufbau der Target-Schulden dieser Länder verlangsamen oder gar stoppen. Er ist ein perfektes Substitut für die Target-Kredite und schließt logisch dort an, wo die EZB aufhört. Viel Zeit bleibt für die Einrichtung dieses Fonds aber nicht, wie Abbildung 15 zeigt, denn 2013 reicht der Restkredit in den anderen Euroländern zur Sterilisierung nicht mehr aus. Kein Wunder, dass der Beginn des ESM auf das Jahr 2013 datiert, das Jahr, in dem die Target-Politik an ihr logisches Ende kommt.

Damit zeigt sich jetzt das ganze Ausmaß der verfahrenen Lage, in die Europa durch den Euro hineingeschlittert ist. Erst hat der Euro durch die Beseitigung der Wechselkursunsicherheit riesige private Kapitalströme in die GIPS-Länder geleitet, wodurch sie überhitzten und zu teuer wurden. Dann stockte der Kapitalfluss, und die GIPS-Länder blieben mit ihren überhöhten Löhnen und Preisen auf einem Leistungsbilanzdefizit sitzen, das nicht mehr finanzierbar war. Die EZB half daraufhin mit der Geldpresse aus. Aber das ließ riesige Target-Schulden entstehen, weil es die Kapitalflucht erleichterte und so einen Gutteil des beabsichtigten Stabilisierungseffektes verpuffen ließ. Die EZB verhinderte so zwar einen Kollaps des Bankensystems, doch verhinderte sie auch die notwendigen Anpassungen in den betroffenen Ländern. So haben Spanien, Portugal und Griechenland bis heute noch nicht mit der notwendigen realen Abwertung durch die Senkung ihrer Löhne und Preise begonnen. Nur Irland hat den Trendwechsel zur realen Abwertung geschafft. Dort weist die Leistungsbilanz denn auch seit der zweiten Jahreshälfte 2010 einen geringfügigen Überschuss auf.

³⁶ Der Kreditzins soll zwar um 1 bis 2% über dem Zins für sichere Anleihen liegen. Ein solcher Zinsaufschlag ist jedoch wesentlich weniger, als die Kapitalmärkte verlangen. Im Mai 2011 hatte die durchschnittliche CDS-Versicherung für Staatspapiere der GIPS-Länder, gewogen mit ihren Target-Kreditanteilen, etwa 8% betragen. Für die Absicherung des Konkursrisikos der GIPS-Staaten müsste also die Staatengemeinschaft einen Zinsaufschlag von 8% bezahlen.

Weil die EZB ihre Maßnahmen zu lange und in zu großem Ausmaß durchführte, hat sie Europa in die vertrackte Lage gebracht, aus der sich die Politik jetzt nur noch glaubt befreien zu können, indem sie dem alten Geld immer mehr neues Geld hinterherwirft. Das verzögert die nötige reale Abwertung der Südländer weiter, perpetuiert die Leistungsbilanzdefizite und führt so zu einem raschen Verbrauch der verfügbaren Mittel. Unsere Befürchtung ist, dass der ESM nach einigen Jahren ebenfalls an seine Kapazitätsgrenzen stoßen wird und dass man sich dann wieder in einer schier ausweglosen Lage befinden wird. Man wird dann vielleicht noch einmal mit einer Kapazitätserhöhung des ESM kommen. Danach wird man die Eurobonds einführen, weil ohnehin ein gewaltiger Haftungsverbund geschaffen wurde, oder man wird ein umfangreiches Transfersystem in Europa errichten, das an die innerdeutsche Transferunion oder den italienischen Nord-Süd-Transfer in den Mezzogiorno erinnert. Wenn dann dieses System auch noch auf Osteuropa ausgedehnt wird, wird man ein Dutzend Mezzogiorni in Europa haben, Länder und Regionen, die permanent am Tropf der stärkeren Regionen hängen, davon abhängig werden, und nie wieder selbst auf die Beine kommen.

Angesichts solcher Schreckensvisionen kann man der europäischen Politik nur empfehlen, rechtzeitig eine Politik der harten Budgetbeschränkungen einzuführen. Dazu gehört unter anderem, dass man für den ESM einen Krisenmechanismus definiert, der die verfügbaren Mittel nach einer vorher genau spezifizierten Prozedur zur Verfügung stellt, aber sie knapp genug hält, um die nötigen Anpassungen in den betroffenen Länder zu erzwingen. Die European Economic Advisory Group at CESifo hat hier einen Vorschlag ausgearbeitet, der zwischen einer Liquiditätskrise, einer drohenden Insolvenz und einer vollen Insolvenz unterscheidet, und dann einerseits wohltdosierte Hilfsprogramme aktiviert, andererseits aber auch eine sukzessiv sich verstärkende Beteiligung der Banken und anderen Kapitalanleger vorsieht. Der Vorschlag läuft auf eine Versicherung der Anleger gegen eine Staatsinsolvenz hinaus, die aber keine Vollkaskoversicherung ist, sondern einen Selbstbehalt zu Lasten der Kapitalanleger vorsieht. Der Vorschlag würde die Zinsspreads in Europa erhalten, von denen eine wichtige Stabilisierungs- und Disziplinierungswirkung auf die Schuldnerländer ausgeht, aber er würde sie andererseits auch sehr deutlich begrenzen, weil exzessive Verluste abgesichert sind. Die GIPS-Länder würden davon sofort profitieren, weil es ihnen gelänge, wieder neues Kapital aufzunehmen.

Vor allem aber verlangt die Politik der härteren Budgetbeschränkungen eine Abkehr von der unbekümmerten Toleranz gegenüber den Target-Krediten. Ein Blick auf die USA kann zeigen, wie die Lösung aussehen könnte.

Target-Salden in den USA

Der Zahlungsverkehr in den Vereinigten Staaten wird über das Federal Reserve Wire Network (kurz Fedwire) abgewickelt und funktioniert vom Grundsatz her ganz ähnlich wie im Euroraum. Aus historischen Gründen ist der US-amerikanische Währungsraum allerdings in zwölf Federal Reserve Distrikte eingeteilt, deren Grenzen sich nicht mit denen der Bundesstaaten decken.³⁷ Die Distrikte umfassen in der Regel mehrere Bundesstaaten; in manchen Fällen gehört ein Bundesstaat zu zwei Federal Reserve Distrikten. Die Größe der Distrikte wurde bei der Gründung des Federal-Reserve-Systems im Jahre 1913 anhand der damaligen Verteilung der Bevölkerung in den Vereinigten Staaten festgelegt. Aus ökonomischer Sicht sind die Distrikte mit den 17 Staaten des Euroraums vergleichbar.

In jedem Distrikt ist eine regionale Federal Reserve Bank für die operationelle Umsetzung der Geldpolitik zuständig. Zahlungen zwischen Geschäftsbanken verschiedener Distrikte laufen über das Fedwire-System und werden über die Konten der Geschäftsbanken bei der jeweils zuständigen regionalen Federal Reserve Bank abgewickelt. Verbucht werden diese Zahlungen in einem Interdistrict Settlement Account, der das Analogon des Target-Kontensystems ist. So wie in Europa alle Nettozahlungen, die nicht schon distriktintern durch private Ausgleichssysteme verrechnet werden, zwischen den Geschäftsbanken verschiedener Länder über das Target-System der Notenbanken laufen, laufen die Nettozahlungen zwischen den Geschäftsbanken verschiedener Distrikte in den USA über den Interdistrict Settlement Account.

Grundsätzlich funktioniert das Fedwire-System ähnlich wie das europäische Target-System. Allerdings gibt es einige wichtige Unterschiede.³⁸ Zunächst einmal handelt es sich beim Fedwire-System um ein multilaterales Kontensystem, in dem jede Federal Reserve Bank ein Ausgleichskonto gegenüber jeder der elf anderen Federal Reserve Banken führt. Zahlungszuflüsse führen wie im Eurosystem zu einem Aufbau von Forderungen der jeweiligen regionalen Fed, die die Zahlungen durch Schöpfung von Zentralbankgeld ausführen muss. Nur richtet sich diese Forderung nicht gegen das Zentralbankensystem als Ganzes, sondern gegen die jeweilige regionale Fed, von der aus der Zahlungsauftrag veranlasst wurde. Dieser anderen regionalen Fed wird eine entsprechende Verbindlichkeit zugewiesen. Anders als im Eurogebiet werden für die Forderungen und Verbindlichkeiten keine Zinsen gezahlt, was aber kein wirklicher Unterschied ist, da Zinseinnahmen und Ausgaben dieser Art im Eurosystem ohnehin sozialisiert werden.

³⁷ Vgl. K. Ruckriegel und F. Seitz, »The Eurosystem and the Federal Reserve System Compared: Facts and Challenges«, *ZEI Working Paper* Nr. B02, 2002.

³⁸ Vgl. P. Garber, »The Mechanics of Intra Euro Capital Flight«, a.a.O.

Der wichtigste Unterschied zum europäischen System liegt darin, dass die im Interdistrict Settlement Account verbuchten Schulden der regionalen Feds, die ihrer Wirtschaft Zusatzgeld für Nettokäufe von Gütern und Vermögensobjekten in anderen Distrikten geliehen haben, im April eines jeden Jahres beglichen werden müssen.³⁹ Nach den offiziellen Verlautbarungen der Federal Reserve werden die Schulden mit Goldzertifikaten bezahlt und dann gelöscht. Goldzertifikate sind goldbesicherte Wertpapiere, die vom US-Finanzministerium ausgegeben werden und einen Rechtsanspruch auf sofortigen Umtausch gegen Gold begründen.⁴⁰ Es handelt sich dabei um sichere, marktgängige Papiere, deren Rendite vom Goldpreis abhängt und die nicht von der regionalen Fed selbst geschaffen werden können.

Im Rahmen der Politik der Kreditlockerung während der Krise ist man allerdings von dieser Praxis abgewichen und hat zum Ausgleich der Salden auch US-Staatsanleihen, schließlich auch hypotheckenbesicherte Wertpapiere zugelassen. Das macht das US-amerikanische System dem europäischen aber immer noch nicht ähnlich, denn in jedem Fall handelt es sich um marktgängige Papiere mit normalen Zinsen. Sie lösen das Schuldverhältnis zwischen den District-Feds auf und stellen bei jener regionalen Fed, die die Target-Forderung hat, die volle Verfügbarkeit des Vermögens wieder her. Ein Analogon zu den Target-Salden gibt es zwar innerhalb eines Jahres, doch eine Akkumulation solcher Salden über die Jahre hinweg wie in Europa ist ausgeschlossen.

Es ist richtig, dass eine District-Fed in den USA die zum Ausgleich der Target-Schuld benötigten Wertpapiere mit selbst gedrucktem Geld von ihren Geschäftsbanken kaufen kann. Das ändert an dem Sachverhalt aber nichts, denn auch in diesem Fall begleicht der Distrikt seine Rechnung mit marktgängigen Wertpapieren, die mit normalen, risikogerechten Zinsen ausgestattet sind. Indem die District-Fed die Wertpapiere ihren Geschäftsbanken abkauft, verringert sie ihr Potenzial für die normale Geldschöpfung per Kredit. Sie kann also nur noch weniger Refinanzierungskredite vergeben. Sollte es ihr trotzdem gelingen, per saldo mehr Geld zu drucken, fließt das überschüssige Geld in andere Distrikte ab, und es entstehen von neuem Target-Schulden, die zu begleichen sind. Wie man es auch dreht und wendet: Der Dis-

trikt muss die Target-Schulden jedes Jahr mit werthaltigen und marktgängigen Vermögensobjekten bezahlen. In den USA wird es einem Distrikt nur dann erlaubt, mehr Geld zu drucken, als im Inneren verwendet wird, wenn dieser Distrikt dafür echte, marktgängige und normal verzinsten Vermögensobjekte an andere Distrikte überträgt.

Würde man das System im Euroraum anwenden, hätten die Notenbanken der GIPS-Länder kein Interesse mehr, im Übermaß die Notenpresse zu bedienen, um die Wirtschaft mit dem Kredit des Zentralbanksystems zu versorgen, denn der Hauptvorteil einer solchen Politik gegenüber einer Finanzierung am Kapitalmarkt besteht ja im Zinsvorteil, und dieser Vorteil ist weg. Das liegt daran, dass bei Marktpapieren das Risiko im Zins eingepreist wird, bei den Krediten des Europäischen Zentralbanksystems jedoch nicht. Dort geht man von der Fiktion aus, dass alle nationalen Geldsysteme gleich sicher sind, während der Markt das ja offenkundig ganz anders sieht, wie Abbildung 11 gezeigt hat.

Um diesen Punkt zu verstehen, helfen vielleicht zwei Beispiele.

1. Beispiel: Die griechische Notenbank bezahlt ihre Target-Schuld mit einem Wertpapier, das eine Ausfallwahrscheinlichkeit hat, die genauso groß ist wie die Wahrscheinlichkeit des gemeinsamen Ausfalls der griechischen Notenbank und ihrer Sicherheiten. Sagen wir, dieses Wertpapier sei ein griechisches Staatspapier, und die Ausfallwahrscheinlichkeit sei 5%. (In Wahrheit schätzt der Markt die Ausfallwahrscheinlichkeit heute im zweistelligen Prozentbereich.) Wenn der Zins für sichere Anleihen, der dem Hauptrefinanzierungssatz der EZB entsprechen möge, 1% ist, liegt der Marktzins für das griechische Staatspapier bei 6%. Löst die griechische Notenbank die mit 1% verzinsten Target-Schuld mit dem griechischen Staatspapier aus, so hat sie offenbar einen Zinsverlust von 5%, gerade so viel wie die Ausfallwahrscheinlichkeit.

2. Beispiel: Die griechische Notenbank bezahlt ihre Target-Schuld mit einem sicheren Wertpapier von einem Prozent Zins. In diesem Fall zahlt sie auf den ersten Blick den gleichen Zins wie für den Target-Kredit, doch das ist wegen der unterschiedlichen Ausfallwahrscheinlichkeiten nur scheinbar so. Um die Zinsen auf Forderungstitel mit unterschiedlichen Risikoklassen vergleichen zu können, muss man nun ihre mathematische Erwartung vergleichen (also das arithmetische Mittel über die verschiedenen möglichen Effektivzinsen). Bei der angenommenen Ausfallwahrscheinlichkeit ist die mathematische Erwartung des Zinssatzes für den Target-Kredit – 4% (= 1% – 5%), und die mathematische Erwartung des sicheren Zinssatzes ist 1%. Wieder ergibt sich durch die Begleichung der Target-Schuld ein Zinsnachteil in Höhe der Ausfallwahrscheinlichkeit von 5%. Die Bezahlung der Target-Schulden mit marktgängigen Wertpapieren

³⁹ Dabei begnügt man sich freilich mit Zahlungen für die Abweichungen vom Durchschnitt. Wenn zum Beispiel eine regionale Federal Reserve Bank A Forderungen gegen eine andere Federal Reserve Bank B aufgebaut hat, werden diese Forderungen um den durchschnittlichen Saldo des Interdistrict Settlement Accounts der vergangenen zwölf Monate reduziert.

⁴⁰ Im Jahr 1934 wurde sämtliches Gold der Federal Reserve Banken an das US-Finanzministerium übertragen (Gold Reserve Act vom 30. Januar 1934). Im Gegenzug erhielten die Federal Reserve Banken Goldzertifikate, die die Aufschrift tragen: »This is to certify that there is on deposit in the Treasury of the United States of America dollars in gold, payable to bearer on demand as authorized by law.« Seither wurden keine Goldzertifikate mehr emittiert, und die Federal Reserve Banken besitzen kein eigenes Gold mehr. Vgl. C.J. Woelfel, *Encyclopedia of Banking and Finance*, 2002, 10. Auflage, Routledge.

würde diesen Schulden also den Reiz vollkommen nehmen, denn wenn man den Marktzins für diese Target-Schulden bezahlen muss, kann man sich auch gleich am Kapitalmarkt verschulden.

Angesichts des politischen Kraftaktes, der nötig wäre, in Europa das amerikanische System einzuführen, stellt sich die Frage, ob sich das Problem der überbordenden Target-Kredite nicht auch mit milderer Politikvarianten lösen ließe. Sicherlich würde zum Beispiel eine Rückkehr zu höheren Sicherheitsanforderungen für die Refinanzierungskredite dazu führen, dass weniger Zentralbankkredit in den GIPS-Ländern vergeben werden kann. Das hätte faktisch die gewünschten Wirkungen, wenn die Sicherheitsstandards hoch genug gesetzt sind. Das Problem bei einer solchen Maßnahme ist nur, dass sie nicht glaubhaft implementiert werden kann, denn bei jeder mittelschweren Krise wird man von der Europäischen Zentralbank wieder eine Lockerung ihrer Sicherheitsstandards verlangen. Dieses Problem ist kaum lösbar, wenn der Zentralbankrat mit seinen heutigen politischen Machtstrukturen die entsprechende Entscheidungsbefugnis hat.

Ein ähnlich pessimistisches Urteil ist bezüglich einer möglichen Abkehr von der Vollzuteilungspolitik angebracht. Selbst wenn die EZB das Geldangebot durch eine Rückkehr zu den vor der Krise üblichen Zinstendern begrenzen würde, könnte sie doch nicht verhindern, dass insbesondere die unsolidesten Geschäftsbanken die höchsten Zinsgebote machen, weil sie am Interbankenmarkt auch selbst die höchsten Zinsen zahlen müssen. Keine solide Bank, die Zugang zum Interbankenmarkt hat, wird bereit sein, die Zinsgebote der unsoliden Banken zu toppen, für die jedes Gebot billiger als eine Marktfinanzierung ist.⁴¹ Nach wie vor würde deshalb der Löwenanteil des Zentralbankkredits in den GIPS-Ländern zustande kommen.

Wir finden solche Hoffnungen und Lösungsvorschläge müßig, denn es gibt ja in den USA ein funktionierendes System, das Europa nur zu kopieren braucht. Das Eurosystem sollte nach unserer Meinung die Regelung der USA übernehmen, nach der die Target-Schulden jährlich mit marktgängigen Assets zu bedienen sind, denn sonst wird es immer wieder zu unermesslich großen Kapitalströmen über das Target-System kommen, die das europäische Zentralbankensystem an seine Grenzen stoßen lassen und politische Zwangssituationen entstehen lassen wie die, in der sich die Europäische Union und speziell der Euroraum heute befinden. Wir können uns nicht vorstellen, dass der europäische Gedanke das unbeschädigt überstehen würde.

Dabei verkennen wir nicht, dass man ein Land wie Irland, dessen Target-Schuld in etwa so groß wie das Sozialprodukt ist, nicht von heute auf morgen zwingen kann, diese Schuld zu begleichen. Sicherlich muss man eine Übergangsstrategie de-

finieren. Aber im Endeffekt wird Europa nichts anderes übrig bleiben, als die Politik der lockeren Budgetbeschränkungen zu beenden, wenn es eine Zukunft haben möchte.

Anhang

Antwort auf die Kritiker

Die Debatte um das Zahlungssystem Target2 hat in letzter Zeit an Fahrt gewonnen, und H.-W. Sinn ist hart kritisiert worden. Viele Kritikpunkte basieren aber auf Missverständnissen, zum Teil auch solchen, die wir uns nicht erklären können. Hier antworten wir auf die Hauptkritikpunkte, die vorgebracht wurden.

Unter den Kritikern möchten wir repräsentativ Willen Buiter et al.⁴² und Karl Whelan⁴³ aufgreifen, da sich ihre Kritikpunkte mit denen vieler anderer, die in Blogs geschrieben haben, decken.

1. *Nettoschulden im Target2-System bedeuten nicht, dass die Leistungsbilanzdefizite der betroffenen Länder finanziert wurden.* (Buiter).

Wie von Sinn in der *Frankfurter Allgemeine Zeitung* vom 4. April 2011 erklärt und hier wiederholt, entspricht ein Anstieg der Target-Verbindlichkeit eines Landes *per definitionem* der Summe des Leistungsbilanzdefizits und der privaten und öffentlichen Nettokapitalexporte oder, mathematisch äquivalent, jenem Teil des Leistungsbilanzdefizits, der nicht durch private und öffentliche Kapitalimporte finanziert ist.⁴⁴ Dies war nach unserer Erkenntnis das erste Mal, dass irgendwo diese Interpretation der Target-Salden gegeben wurde, und wir hoffen, die Autoren stimmen darin mit uns überein, dass sie stimmt.⁴⁵ In diesem

⁴² W. Buiter, E. Rahbari, und J. Michels, »TARGETing the Wrong Villain: Target2 and Intra-Eurosystem Imbalances and Credit Flows«, *Citi Global Economics View*, 9. Juni 2011.

⁴³ K. Whelan: »Professor Sinn Misses the Target«, *IIEA Blog*, <http://www.iiea.com/blogsphere/professor-sinn-misses-the-target>, 7. Juni 2011.

⁴⁴ H.-W. Sinn, »Die riskante Kreditsatzpolitik der EZB«, *Frankfurter Allgemeine Zeitung*, a.a.O. Vergl. auch ders. »Target-Salden, Außenhandel und Geldschöpfung«, *ifo Schnelldienst*, a.a.O., sowie H.-W. Sinn, »The ECB's Stealth Bailout«, a.a.O.

⁴⁵ Nicht übereinstimmen U. Bindseil und P. J. König, »The Economics of Target2 Balances«, *SFB 649 Discussion Paper 2011-035*, vom 14. Juni 2011. Auf S. 24 kritisieren sie eine für sie unverständliche englische Formulierung von H.-W. Sinn, bei der es um das »current account deficit« geht, und werfen ihm Unkenntnis der Aufstellung von Bankbilanzen vor. Aber sie unterstellen ihm dabei, dass er den betriebswirtschaftlichen Begriff des »current account« meint, der im Englischen ein Girokonto bezeichnet. Der volkswirtschaftliche Begriff des »current account« meint indes das, was im Deutschen »Leistungsbilanz« heißt, also das um Transfers bereinigte Außenhandelsdefizit eines Landes. H.-W. Sinn hat die Autoren bei einem Austausch vor der Veröffentlichung ihres Papiers auf diesen offenkundigen Fehler hingewiesen, aber sie beharren darauf. Andererseits gebrauchen die Autoren den Begriff »current account« an anderer Stelle des Papers in dem Sinne, wie auch wir es tun. Dort überinterpretieren auch sie die angeblich behauptete strenge Korrelation zwischen Leistungsbilanzdefizit und Target-Salden. Wir verstehen dieses Paper nicht.

⁴¹ Vgl. A. Chailloux, S. Gray und R. McCaughrin, »Central Bank Collateral Frameworks: Principles and Policies«, a.a.O.

Text haben wir diese Gleichung weiter präzisiert. Das ist kein empirisches Thema, sondern ein Thema der ökonomischen Theorie und Logik. Es ist allerdings eine empirische Frage, wie klein die Kapitalimporte der GIPS-Länder waren, ob es überhaupt solche Kapitalimporte gab, und wie nahe deshalb der Zuwachs der Target-Schuld dem Leistungsbilanzdefizit kam. In Abbildung 13 haben wir gezeigt, dass beide Größen in den letzten drei Jahren bei der Gesamtheit der GIPS-Länder ziemlich ähnlich waren. Die akkumulierten und über die GIPS-Länder summierten Werte der Target-Schulden lagen bei etwa neun Zehnteln der akkumulierten und summierten Leistungsbilanzdefizite der GIPS-Länder. Deshalb war es in der Tat so, dass die Target-Kredite der EZB ausreichten, die Leistungsbilanzdefizite dieser Länder in den letzten drei Jahren nahezu in vollem Umfang zu finanzieren.

Das ist für sich genommen eine Tatsachenbeschreibung und keine Aussage über irgendwelche Kausalitäten oder Korrelationen. In zahlreichen Äußerungen zu diesem Thema hat H.-W. Sinn bekräftigt, dass Irland mehr und Spanien weniger Target-Kredite in Anspruch nahmen, als es für ihre Leistungsbilanzdefizite nötig gewesen wäre. In seinem ersten Handelsblatt-Artikel zu diesem Thema schrieb er zum Vergleich mit den Leistungsbilanzdefiziten am 6. Mai 2011:⁴⁶

»Bei genauerem Hinsehen stellt man freilich fest, dass Irland sich im Übermaß über die Target-Kredite verschuldet hat, während Spanien deutlich zurückhaltender war. Das könnte einer der Gründe sein, weshalb Spanien bislang noch nicht unter den Rettungsschirm gedrängt wurde.«

Und am 1. Juni 2011 schrieb er in seinem ersten VOX-Artikel zu dem Thema:⁴⁷

»Although Spain took less and Ireland more than their respective current-account deficits, the ECB, and indeed effectively the Bundesbank, has replaced private capital flows that would otherwise have been needed to finance the GIPS's current-account deficits.«

Im Zusammenhang mit den Abbildungen 13 und 14 haben wir dieses Thema ausführlich diskutiert.

2. *Target2-Schulden zeigen keine bilateralen Forderungen der Bundesbank gegenüber anderen Zentralbanken an – wie zum Beispiel Forderungen gegen die irische Zentralbank (Whelan). Die Target-Forderungen der Bundesbank implizieren kein potenzielles finanzielles Risiko, da Risiken und mögliche Verluste im Euroraum von allen Ländern gemeinsam getragen werden (Buiter).*

⁴⁶ H.-W. Sinn, »Die heimlichen Kredite«, *Handelsblatt*, Nr. 88, 6. Mai 2011, S. 72.

⁴⁷ H.-W. Sinn, ebenda.

H.-W. Sinn hat nie behauptet, dass sich andere Länder nicht am Risiko der Target-Kredite, die die Bundesbank den GIPS-Ländern gab, beteiligen. Wir haben diesen Punkt in Kapitel 2 im Zusammenhang mit den Stellungnahmen der Bundesbank bereits angesprochen. Die ersten Berechnungen, die Sinn anstellte, wurden am 2. April 2011 in der *Süddeutschen Zeitung* veröffentlicht, und dabei wurde angenommen, dass Deutschland mit seinem EZB-Kapitalanteil für die Forderungen der EZB-Forderungen gegenüber den GIPS-Ländern haftet.⁴⁸ Das ist genau die Regel, die Whelan und Buiter im Auge haben.

3. *Da die EZB nicht das Geldangebot fixiert, sondern eine Vollzuteilungspolitik betreibt (Buiter und Whelan), werden Geld und Kredit simultan und endogen durch die Nachfrage bestimmt (Buiter).*

So ist es. H.-W. Sinn hat nie etwas anderes behauptet. Der Satz, der erst in der deutschen Debatte und nach einem Überschwappen dieser Debatte ins Englische zu Missverständnissen geführt haben könnte, mag der folgende aus der *Frankfurter Allgemeinen*⁴⁹ gewesen sein:⁵⁰

»Da nach der Überweisung (über das Target-System) zu viel Zentralbankgeld in Deutschland in Umlauf ist, kann die Bundesbank nur entsprechend weniger an die deutschen Banken verleihen.«

Hiermit sollte niemals behauptet werden, dass das Geldangebot fixiert würde. In seinem VOX-Artikel, auf den Buiter und Whelan verweisen, macht Sinn im Gegenteil klar, dass er auf die Nachfrage und nicht auf das Angebot abzielt (obgleich er ergänzte, dass sein Argument ebenfalls gelte, wenn das Angebot fixiert ist):⁵¹

»The crowding out will not necessarily occur, but it is the normal case to be expected as, given Germany's GDP and given Germany's payment habits, the commercial banks only need a certain amount of euros for circulation in Germany.«

In seinem zweiten Artikel bei VOX antwortete er seinen Kritikern:⁵²

»Given the payment habits, economic activity and the ECB interest rate, only a given amount of central bank money is

⁴⁸ H.-W. Sinn, »Tickende Zeitbombe«, *Süddeutsche Zeitung*, loc. cit.

⁴⁹ H.-W. Sinn, »Die riskante Kreditsatzpolitik der EZB«, a.a.O.

⁵⁰ Vgl. O. Storbeck, »Traktoren, Targetsalden, Trugschlüsse – HWS hat sich verrannt«, *Handelsblatt Blog*, 3. Juni 2011, <http://blog.handelsblatt.com/handelsblog/2011/06/03/traktoren-targetsalden-trugschlüsse-hws-hat-sich-verrannt>. Und O. Storbeck, »The Stealth Bailout that Doesn't Exist: Debunking Hans-Werner Sinn«, 6. Juni 2011, <http://olafstorbeck.com/2011/06/06/the-stealth-bailout-that-doesn%E2%80%99t-exist-debunking-hans-werner-sinn/>. Siehe auch M. Schieritz, »Die Irrtümer des Hans-Werner Sinn (Folge II)«, *Zeit Blog*, 5. Mai 2011, <http://blog.zeit.de/herdentrieb/2011/05/05/die-irrtuemer-des-hans-werner-sinn-folge-ii-3004>.

⁵¹ H.-W. Sinn, »The ECB's Stealth Bailout«, *VOX*, a.a.O.

⁵² H.-W. Sinn, »On and off Target«, *VOX*, 14. Juni 2011, <http://www.voxeu.org/index.php?q=node/6644>.

needed. Any excess liquidity brings no benefit and only involves interest costs. The German commercial banks can, at present, borrow as much money from the Bundesbank as they wish, but they do not want to.«

Dies bedeutet, dass die Geldmenge endogen bestimmt ist. In Abbildung 7 wurde dies im Einzelnen gezeigt. Die Nachfrage nach Geld ist begrenzt, und nicht das Geldangebot. Deshalb verdrängt das durch die Target-Salden einströmende Geld jenes Geld, das die Nationalbank durch ihre Kreditvergabe schöpfen kann (Refinanzierungsoperationen). Wie in diesem Paper gezeigt, folgt daraus, dass Kredit von einem Land in ein anderes Land verlagert wird. Dieser Sachverhalt ist äußerst wichtig und hoffentlich verständlich geworden – ebenso wie die Tatsache, dass nie von einer Kreditbeschränkung die Rede war, sondern immer nur von einer aggregierten Budgetbeschränkung. Die Budgetbeschränkung gehört zu den ehernen Gesetzen der Ökonomie.

4. *Die Prozeduren zum Interdistrict Settlement Account im US-amerikanischen Zentralbankensystem (Federal Reserve System) begrenzen den Kreditfluss durch das Zentralbankensystem nicht, weil die Zentralbanken der einzelnen Distrikte die Wertpapiere, mit denen sie die Target-Salden begleichen müssen, mit Geld erwerben können, dass sie selbst schaffen. (Buiter). Die Distrikte des Federal Reserve System unterhalten keine fiskalischen Beziehungen zu den Staaten der USA (Whelan).*

Das sehen wir ganz anders. Die Bestimmungen für den Interdistrict Settlement Account verlangen von jeder Zweigstelle der Fed, im April jeden Jahres die wechselseitig aufgebauten Target-Salden zu begleichen. Es gibt keine gemeinsame Verantwortlichkeit durch eine Umlageregulierung, wie sie in Europa existiert. Jede Distriktstelle der Fed muss ihre Target-Salden mit marktfähigem Vermögen wie z.B. Staatspapieren der Treasury bezahlen. Es stimmt zwar, dass die Zweigstellen der Fed diese Papiere mit von ihnen neu geschaffenen Zentralbankgeld kaufen können, wie Buiter argumentiert. Aber das ist keine Hilfe, denn das bedeutet ja immer noch, dass der Distrikt, der eine Target-Schuld hat, diese Schuld durch Hergabe marktfähiger Vermögenstitel, die mit einem normalen Zins ausgestattet sind, begleichen muss. Das nimmt der übermäßigen Geld- und Kreditschöpfung ihren Reiz. Das zusätzliche Zentralbankgeld wird entweder die andere Geld- und Kreditschöpfung im Distrikt zurückdrängen oder, wenn es den Distrikt verlässt, neue Target-Schulden entstehen lassen, die wiederum begleichen werden müssen. Es gibt zwar wie in Europa die Möglichkeit, einen Kapitalimport durch das Zentralbankensystem zu realisieren, doch muss das zu marktüblichen Konditionen statt zum einheitlichen Refinanzierungssatz geschehen. Anders als in Europa gibt es keine Möglichkeit, einen zinsverbilligten Kapitalimport durch das Zahlungssystem des Zentral-

bankensystems zu erzwingen. Natürlich sind die Distrikte der USA nicht das Gleiche wie die Staaten Europas. Aber die ökonomische Situation ist bei 17 Euroländern und zwölf US-Distrikten durchaus vergleichbar.

5. *Man sollte die Target-Schulden nicht begrenzen, und man sollte auch nicht verlangen, dass sie jedes Jahr beglichen werden müssen, weil Irland dann 150 Milliarden Euro bezahlen müsste, was so viel wie das irische BIP ist (Whelan).*

Wir verstehen, dass Irland ein Problem mit unserem Vorschlag hätte. Natürlich kann man von Irland nicht verlangen, seine gigantischen Target-Schulden auf einen Schlag zu bezahlen. Aber letztendlich müssen alle Schulden bezahlt oder mindestens so weit beglichen werden, dass die Schuldenquote Irlands, und zwar inklusive seiner Target-Schulden, wieder auf ein akzeptables Niveau gesenkt wird. Dafür muss man Irland erhebliche Zeit einräumen. Es ist anzuerkennen, dass Irland von allen GIPS-Ländern die größten Fortschritte bei dem Versuch, seine Wettbewerbsfähigkeit durch eine reale Abwertung zu verbessern, gemacht hat. Die Leistungsbilanz Irlands kletterte gerade wieder in den positiven Bereich. Dennoch sollte Europa auf das amerikanische System der Abrechnung der Target-Salden umstellen. Sein gegenwärtiges System ist gefährlich, weil es zum Aufbau von gigantischen Auslandsschulden durch das Eurosystem führt, die eines Tages nicht mehr beherrschbar sein werden.

Kasten 1.2**Zum Kapital- und Einlagenabzug in Spanien**

Seit der Mitte des vergangenen Jahres ist Spanien verstärkt ins Visier der Kapitalmärkte geraten. Bis November 2011 stieg der Renditeabstand zu zehnjährigen Bundesanleihen auf knapp 5 Prozentpunkte. Nachdem die EZB ihre quantitativen Maßnahmen seit Ende vergangenen Jahres deutlich ausgeweitet hatte, beruhigte sich die Lage vorübergehend, bis es dann Ende März zu einem erneuten Anstieg der Risikoprämien kam. Aktuell rentieren spanische Staatsanleihen wieder 5 Prozentpunkte über deutschen Bundesanleihen. Zudem setzte in der zweiten Jahreshälfte 2011 ein Rückgang der Einlagen von Nichtbanken im spanischen Bankensystem ein, der Sorgen über einen bevorstehenden Banken-Run in Spanien schürte.

Vor allem ausländische Investoren ziehen sich zurück

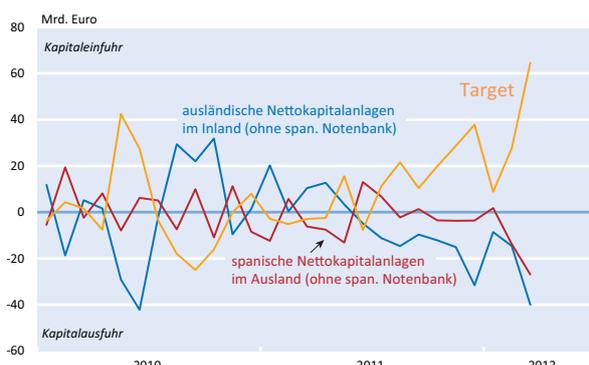
Eine der Hauptursachen für den Kursverfall spanischer Wertpapiere war ein breit angelegter Rückzug ausländischen Kapitals aus Spanien. Zwischen Juni 2011 und März 2012 stießen ausländische Investoren spanische Kapitalanlagen per saldo in Höhe von 163 Mrd. Euro ab (vgl. Abb. 1.3). Neben dem Verkauf von spanischen Staats- und Bankanleihen in Höhe von 36 bzw. 38 Mrd. Euro war vor allem die Rückführung von Forderungen gegenüber spanischen Banken in Höhe von 101 Mrd. Euro maßgeblich für diese Entwicklung. Nach der MFI-Bilanzstatistik fielen davon knapp zwei Drittel auf eine Verringerung grenzüberschreitender Interbankkredite an spanische Banken; beim Rest handelt es sich um einen Abzug ausländischer Depositen durch Nichtbanken. Der einzig verbleibende nennenswerte Kapitalzufluss aus dem Ausland waren die Direktinvestitionen nach Spanien.

Seit Beginn dieses Jahres kommt zu dieser groß angelegten Repatriierung ausländischen Kapitals eine Flucht spanischen Kapitals ins Ausland hinzu, die sich zwischen Januar und März 2012 auf 39 Mrd. Euro summiert. Diese Kapitalausfuhr war nahezu ausschließlich auf den Erwerb sonstiger Kapitalanlagen (Einlagen, Kredite, 34 Mrd. Euro) und Wertpapiere (8 Mrd. Euro) durch spanischer Banken im Ausland zurückzuführen; entgegen häufiger Vermutungen kann eine breit angelegte Kapitalflucht spanischer Privathaushalte und Unternehmen in sicherere ausländische Wertpapiere oder Einlagen nicht festgestellt werden. Zwar erwarben spanische Privathaushalte und Unternehmen seit Mitte 2011 sonstige Vermögensanlagen im Ausland im Umfang von 10 Mrd. Euro; allerdings wurde dieser Kapitalexpert durch die Veräußerung von ausländischen Wertpapieren in Höhe von 25 Mrd. Euro aus ihren Beständen mehr als kompensiert, so dass der private Nichtbankensektor Spaniens per saldo Vermögensanlagen repatrierte.

Aggregiert man die grenzüberschreitenden Kapitalflüsse aller Sektoren (ohne die Notenbank), wies damit die Kapitalbilanz Spaniens kumuliert seit Juni vergangenen Jahres einen Nettokapitalexpert von knapp 200 Mrd. Euro auf. Der überwiegende Teil der Kapitalflucht steht im Zusammenhang mit dem spanischen Bankensystem, ein deutlich geringerer Teil resultiert aus dem Verkauf spanischer Staatsanleihen durch ausländische Investoren.

Um das weiterhin bestehende Leistungsbilanzdefizit Spaniens, das sich im Zeitraum von Juni 2011 bis März 2012 auf 30 Mrd. Euro summierte, finanzieren zu können, sprang das Eurosystem ein und kompensierte den Nettokapitalabfluss aus Spanien. Im selben Zeitraum stiegen die Target-Verbindlichkeiten der spanischen Notenbank gegenüber dem Eurosystem um 223 Mrd. Euro auf 276 Mrd. Euro; zuletzt (April) wurde ein weiterer Anstieg auf 303 Mrd. Euro ausgewiesen. Aufgrund des Misstrauens ausländischer Kapitalanleger in Bezug auf die Zahlungsfähigkeit spanischer Banken und des Staates werden Forderungen gegenüber spanischen Schuldern veräußert bzw. fällig werdende Anleihen und sonstige Forderungen nicht verlängert, und die Gläubiger ziehen eine Rückzahlung der Schuld vor. Die notwendigen Mittel zur Begleichung der Schuld beschaffen sich spanische Banken durch Kreditaufnahme bei der spanischen Notenbank. Tatsächlich stieg das Volumen der Refinanzierungsgeschäfte der Banco de España von 50 Mrd. Euro Mitte vergangenen Jahres auf zuletzt über 300 Mrd. Euro (vgl. Abb. 1.4 oben links). Zwar wurde ein Teil des neu geschaffenen Zentralbankgeldes wieder in Form der Einlagefazilität von der Notenbank absorbiert; der überwiegende Teil wurde jedoch mit Hilfe des grenzüberschreitenden Zahlungssystems Target über die Europäische Zentralbank an die Zentralbanken der Gläubiger überwiesen. Diese Zentralbanken erhalten eine Target-Forderung gegenüber dem Eurosystem, weil sie im Auftrag der spanischen Notenbank den Empfängern der Zahlungen Gutschriften und damit Forderungen gegen sich selbst gewähren und dafür kompensiert werden müssen. In Spanien findet eine entsprechende Gegenbuchung als Target-Verbindlichkeit gegenüber dem Eurosystem statt, weil man sich durch die Überweisung an eine ausländische Notenbank eines Teils seiner Verbindlichkeiten gegenüber dem privaten Bankensystem und dem Staat hat entledigen können.

Abb. 1.3
Spanische Kapitalbilanz

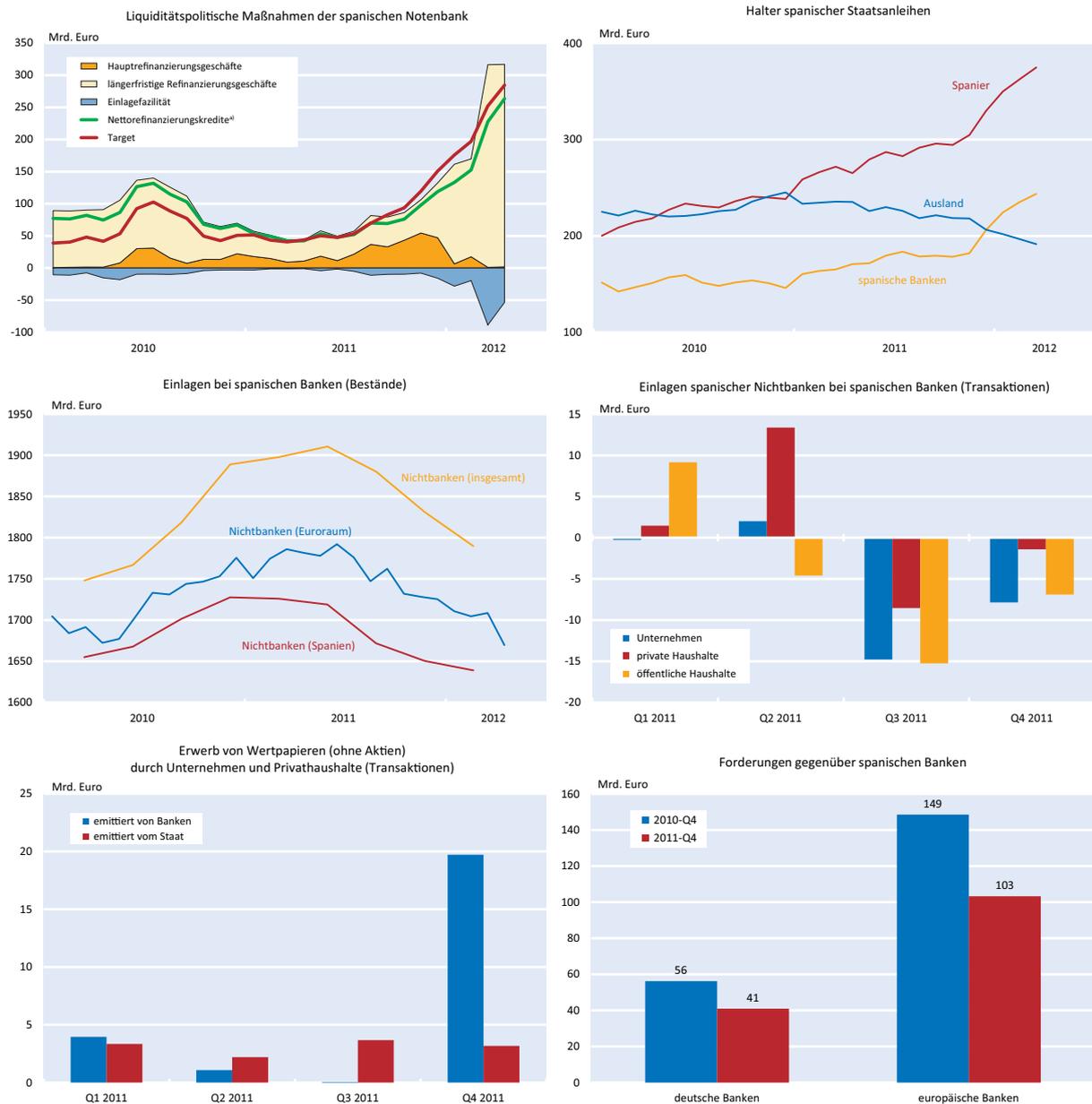


Anmerkungen: Zahlungen vom Ausland ins Inland werden in der Kapitalbilanz mit einem positiven Vorzeichen verbucht, Zahlungen vom Inland ins Ausland mit einem negativen.
Quelle: Banco de España.

Der annähernde Gleichlauf der Nettofinanzierungskredite mit den Target-Verbindlichkeiten legt den Schluss nahe, dass das von der Banco de España neu geschaffene Zentralbankgeld von den spanischen Geschäftsbanken größtenteils für den grenzüberschreitenden Zahlungsverkehr verwendet wurde. Welche Güter oder Vermögenstitel im Gegenzug erworben wurden und wer am Ende im Besitz dieser Güter oder Vermögenstitel war, kann nur vermutet werden. Fest steht, dass spanische Banken seit Mitte 2011 spanische Staatsanleihen im Umfang von 64 Mrd. Euro erworben haben (vgl. Abb. 1.4 oben rechts). Knapp die Hälfte davon (36 Mrd. Euro) könnten gemäß der Zahlungsbilanzstatistik von ausländischen Investoren übernommen worden sein. Möglich ist aber auch, dass ein Teil davon von spanischen Nichtbanken gekauft wurde, die ihren Bestand an spanischen Staatsanleihen um 24 Mrd. Euro erhöhten.¹

Fortsetzung Kasten 1.2

Abb. 1.4
Zum Kapital- und Einlagenabzug Spaniens



* Die Nettorefinanzierungskredite wurden berechnet aus der Summe der beiden Refinanzierungsgeschäfte abzüglich der Einlagefazilität.
Quellen: Banco de España; Europäische Zentralbank; Bank für Internationalen Zahlungsausgleich.

Der Großteil der Target-Kredite wurde aber zur Finanzierung des Kapitalabzugs aus dem spanischen Bankensystem verwendet. Seit Mitte 2011 reduzierten ausländische Investoren ihre Forderungen um 139 Mrd. Euro durch den Verkauf von Bankanleihen, dem Abzug von Einlagen und der Rückführung von Interbankkrediten.

Neben der Kreditvergabe des Eurosystems im Rahmen des Target-Systems trug schließlich auch das im August 2011 wieder aufgenommene EZB-Programm zum Ankauf von Wertpapieren einen Teil zur Abmilderung der durch die Kapitalflucht bedingten Folgen bei. Bis Ende März 2012 erwarb das Eurosystem Staatsanleihen von Euro-Krisenstaaten im Umfang von 140 Mrd. Euro und erhöhte damit das Volumen an Wertpapieren auf über 200 Mrd. Euro; der (von der EZB geheim gehaltene) Anteil Spaniens dürfte dabei beträchtlich sein.² Ohne dieses Hilfsprogramm wäre der massive Rückgang der ausländischen Nettokapitalanlagen in Spanien vermutlich deutlich größer ausgefallen, da davon auszugehen ist, dass ein Großteil der Wertpapiere von nicht-spanischen Banken erworben wurde. Da Ausländer im großen Stil spanische Wertpapiere abstoßen, wirkt der Wertpapierkauf der EZB also der Kapitalflucht entgegen.³

*Fortsetzung Kasten 1.2****Eher eine Umschichtung von Anlagen anstatt eines Banken-Runs***

Zeitgleich mit der Kapitalflucht aus Spanien setzte in der zweiten Jahreshälfte 2011 ein Rückgang der Einlagen von Nichtbanken im spanischen Bankensystem ein. Zwischen Juni 2011 und März 2012 zogen Einleger Gelder im Umfang von 121 Mrd. Euro ab (vgl. Abb. 1.4 Mitte links). Davon entfielen 37 Mrd. Euro auf Nichtbanken außerhalb des Euro-Währungsgebietes, 4 Mrd. Euro auf Nichtbanken des restlichen Euroraums und 80 Mrd. Euro auf spanische Nichtbanken.⁴ Die Finanzierungsrechnung zeigt, dass der Einlagenrückgang in der zweiten Jahreshälfte 2011⁵ nur zu einem geringen Anteil (10 Mrd. Euro) auf private Haushalte zurückzuführen war (vgl. Abb. 1.4 Mitte rechts). Der weitaus größere Anteil wurde von den öffentlichen Haushalten und den Unternehmen mit jeweils 23 Mrd. Euro abgezogen.

Der Abzug spanischer Einleger wurde vielfach als »stillere« Banken-Run interpretiert, der sich ähnlich wie in Griechenland nicht abrupt, sondern über einen langen Zeitraum vollzieht. Würden die Gelder tatsächlich den Bankensektor verlassen, wären die Sorgen im Hinblick auf die Liquidität spanischer Banken und damit die Stabilität des Bankensystems tatsächlich angebracht. Allerdings zeigen bislang verfügbare Daten der Finanzierungsrechnung, dass zumindest ein Teil der in der zweiten Jahreshälfte abgezogenen Einlagen in von Banken emittierte Wertpapiere umgeschichtet wurden (vgl. Abb. 1.4 unten links). Ein Grund für diese Reallokation der Ersparnisse innerhalb des Bankensystems könnte eine Mitte 2011 in Kraft getretene Änderung der spanischen Einlagensicherung sein, wonach für bestimmte Einlagen höhere Beiträge in den Einlagensicherungsfonds abgeführt werden müssen.⁶ Um diese Kosten zu vermeiden, scheint für spanische Banken ein Anreiz zu bestehen, alternative Anlageformen anzubieten.

Gegen eine ausgeprägten Banken-Run spricht auch die Tatsache, dass in Spanien bislang keine Bargeldhortung zu beobachten ist. Anders als in Griechenland, wo sich der Bargeldumlauf – möglicherweise aus Sorge vor einem anstehenden Euroaustritt – seit Anfang 2010 nahezu verdoppelt hat, ging das von der spanischen Notenbank emittierte Bargeld eher zurück. Beides zusammengenommen spricht damit vielmehr für einen rezessionsbedingten Rückgang der Geldmenge. Schließlich halten sich grenzüberschreitende Transfers des spanischen privaten Nichtbankensektors ebenfalls in Grenzen. Gemäß Zahlungsbilanzstatistik summierten sich die übrigen Kapitalanlagen im Ausland, zu denen sowohl Einlagen als auch Kredite zwischen Nichtbanken (z.B. Handelskredite) zählen, seit Mitte vergangenen Jahres auf 10 Mrd. Euro. Allerdings weist dieser Posten in der Kapitalbilanz auch in der Zeit vor der Eurokrise auf einen Kapitalabfluss von jährlich durchschnittlich 6 Mrd. Euro hin; ein krisenbedingter Anstieg kann mithin nur schwerlich festgestellt werden.

Schlussfolgerungen

Es bleibt festzuhalten, dass das spanische Bankensystem unter einem massiven Liquiditätsabfluss leidet. Vor allem ausländische Investoren fahren ihr Engagement in Spanien deutlich zurück, aber auch bei inländischen Einlegern gibt es erste Anzeichen wachsender Sorgen über die Solvenz des spanischen Bankensystems. Der Vertrauensverlust gegenüber spanischen Banken wird bislang nahezu vollständig durch das Eurosystem ausgeglichen. Die Banken fahren ihre Auslandsverschuldung zurück, und das Eurosystem übernimmt die Forderungen. In jüngster Zeit beschleunigte sich der Zuwachs der Target-Forderungen gegenüber der Banco de España deutlich.

Selbst wenn die Hilfsmaßnahmen der EZB dem spanischen Bankensystem temporär Luft verschaffen, sind die fundamentalen Probleme bei weitem nicht beseitigt. Als Folge der geplatzten Immobilienblase nehmen das Volumen zweifelhafter Kredite in den Bankbilanzen und damit der potentielle Abschreibungsbedarf kontinuierlich zu. Während Ende 2008 noch 3,3% der ausstehenden Kredite spanischer Banken als gefährdet eingestuft wurden, stieg dieser Anteil bis zum ersten Quartal 2012 auf 8,4%.

Die Folgen eines Kollapses des spanischen Bankensystems sind schwer abzuschätzen. Europäische Banken haben ihr Engagement in Spanien im vergangenen Jahr bereits deutlich zurückgefahren. Die Forderungen gegenüber spanischen Banken gingen um 46 Mrd. Euro zurück und beliefen sich Ende 2011 auf etwas mehr als 100 Mrd. Euro (vgl. Abb. 1.4 unten rechts). Allein 15 Mrd. Euro dieses Rückgangs ging auf deutsche Banken zurück. Ende 2011 standen Forderungen in Höhe von 41 Mrd. gegenüber dem spanischen Bankensystem in ihren Büchern, was knapp über 10% des bilanziellen Eigenkapitals des deutschen Bankensystems ausmacht. Entsprechend hoch wären die direkten Belastungen für den deutschen Bankensektor, sollte im Falle einer Zuspitzung der Krise in Spanien ein Großteil dieser Forderungen abgeschrieben werden müssen.

¹ Der überwiegende Teil des gesamten Anstiegs ausstehender spanischer Staatsanleihen dürfte demnach auf Neuemissionen zurückzuführen sein.

² Nach Schätzungen von Buitert und Rahbari (2012), *Looking into the deep pockets of the ECB*, Global Economics View, Citibank, belief er sich im Februar auf 41 Mrd. Euro.

³ Staatsanleihen, die durch die Banco de España von spanischen Banken aufgekauft wurden, hätten keinen Effekt auf die Kapitalbilanz. Da der Anteil der von spanischen Banken gehaltenen spanischen Staatsanleihen jedoch zuletzt deutlich stieg (vgl. Abb. 3), ist davon auszugehen, dass ein Großteil der Wertpapierkäufe des Eurosystems mit Banken außerhalb Spaniens durchgeführt wurde.

⁴ Die Einlagen von Nichtbanken aus dem gesamten Euroraum (also einschließlich Spaniens) sind im April nochmals um 39 Mrd. Euro gefallen. Für die anderen Abgrenzungen liegen nur Quartalsdaten vor; die jüngste verfügbare Beobachtung ist der Bestand Ende März 2012.

⁵ Daten für das erste Quartal 2012 waren zum Zeitpunkt der Erstellung der vorliegenden Prognose noch nicht verfügbar.

⁶ Vgl. Banco de España (2011), *Economic Bulletin*, Juli, 144 ff.

Kasten 2.1**Zur Absenkung des Mindestreservesatzes durch die EZB**

Die Mindestreserve beschreibt den Teil der Guthaben der Geschäftsbanken bei der Zentralbank, den sie aufgrund rechtlicher Vorschriften zu halten verpflichtet sind. Im Eurosystem wird das Mindestreserve-Soll als prozentualer Anteil der Einlagen bei den Geschäftsbanken zu einem bestimmten Stichtag berechnet. Zu den mindestreservspflichtigen Einlagen zählen Sichteinlagen und Termineinlagen mit einer Laufzeit bzw. Kündigungsfrist von bis zu zwei Jahren. In seiner vergangenen Sitzung beschloss der Zentralbankrat mit Wirkung vom 18. Januar 2012 eine Absenkung des Mindestreservesatzes von 2% auf 1%. Damit änderte die EZB erstmals seit 1999 die Ausgestaltung dieses geldpolitischen Instrumentariums.

Derzeit beträgt das Volumen der Mindestreserve im Eurosystem knapp über 200 Mrd. Euro. Um die Mindestreserve zu erfüllen, nehmen die Geschäftsbanken typischerweise Zentralbankgeld in Form von Refinanzierungskrediten (Hauptrefinanzierungsgeschäfte, längerfristige Refinanzierungsgeschäfte) bei ihrer nationalen Zentralbank auf und legen dieses Zentralbankgeld auf ihrem Konto bei der jeweiligen nationalen Zentralbank an. Um die Mindestreserve wettbewerbsneutral zu gestalten, werden Guthaben bis zur Höhe des Mindestreserve-Solls mit dem Leitzins verzinst. Aus diesem Grund werden im Eurosystem nahezu keine unverzinslichen Überschussreserven gehalten. Durch die Halbierung des Mindestreservesatzes reduziert sich die Zentralbankgeldnachfrage der Geschäftsbanken, die sich aus der Mindestreserveverpflichtung ergibt, entsprechend um 50%.

Um die Bedeutung dieser Maßnahme für die Geschäftsbanken zu verstehen, muss sie im Kontext mit den anderen außergewöhnlichen Maßnahmen, die die EZB im Zuge der Finanzkrise ergriffen hat, beurteilt werden. Da die EZB seit September 2008 eine Politik der Vollzuteilung bei ihren liquiditätszuführenden Offenmarktgeschäften betreibt, stellt das Angebot an Zentralbankgeld im Euroraum zunächst keinen limitierenden Faktor bei der Versorgung der Geschäftsbanken mit Zentralbankgeld dar. Allerdings muss jeder Kredit einer nationalen Zentralbank an eine Geschäftsbank mit Sicherheiten, die zu Marktkursen bewertet werden, hinterlegt werden. Da viele Sicherheiten (Staatsanleihen, Bankschuldverschreibungen, Unternehmensanleihen) im Laufe der Krise beträchtlich an Wert verloren haben, stellt der Bestand an hinterlegungs-fähigen Sicherheiten für viele Geschäftsbanken einen limitierenden Faktor dar. Das zunehmende Angebot an sog. Notfallkrediten (Emergency Liquidity Assistance, kurz ELA), insbesondere seitens der irischen und griechischen Zentralbank, bei denen Geschäftsbanken Liquidität zwar zu Zinsen oberhalb des Leitzinses, aber mit deutlich herabgesetzten Sicherheitenanforderungen bekommen, sind ein deutlicher Beleg für die Kreditbeschränkung der dortigen Geschäftsbanken. Pressemeldungen zufolge erreichten die ELA-Kredite der griechischen Zentralbank im Oktober 36 Mrd. Euro^{a)}; die von der irischen Zentralbank vergebenen Notfallkredite werden auf 47 Mrd. Euro Ende November geschätzt.^{b)} Vor diesem Hintergrund lassen sich die im September 2008 erstmals beschlossenen und in der Folgezeit mehrfach ausgedehnten Maßnahmen zur Ausweitung notenbankfähiger Sicherheiten erklären. In diesem Zusammenhang hatte die EZB bislang ihren Fokus auf die Herabsetzung bzw. vollständige Aufhebung des Bonitätsschwellenwerts für Wertpapiere gelegt. Die nun angekündigte Absenkung des Mindestreservesatzes trägt zwar nicht dazu bei, den Bestand an potenziellen Sicherheiten zu erhöhen. Allerdings werden dadurch Sicherheiten im Umfang von rund 100 Mrd. Euro freigesetzt, die bislang für Refinanzierungskredite notwendig waren, die von den Geschäftsbanken zum Zwecke der Mindestreserveerfüllung aufgenommen wurden. Dieses Volumen an Sicherheiten soll insbesondere jenen Geschäftsbanken helfen, die aufgrund mangelnder Sicherheiten nicht mehr an den regulären Refinanzierungsgeschäften teilnehmen konnten.

Allerdings ist der zu erwartende Erfolg dieser Maßnahme begrenzt. In den Kernländern des Euroraums (und insbesondere in Deutschland) gingen die Nachfrage nach Refinanzierungskrediten und damit der Bedarf an Sicherheiten ohnehin zurück. Zentralbankgeld entstand dort größtenteils durch eine kontinuierliche Zunahme der TARGET-Forderungen gegenüber dem Rest des Eurosystems (insbesondere den GIIPS-Ländern).^{c)} Der überwiegende Teil des im Euroraum umlaufenden Zentralbankgeldes wurde von den Zentralbanken in den GIIPS-Ländern geschaffen. Von den Geschäftsbanken in den GIIPS-Ländern wurden jedoch zuletzt nur etwa 25% der Mindestreserven des Eurosystems getätigt. Aufgrund des massiven Rückgangs der Einlagen bei den Geschäftsbanken beliefen sich die Mindestreserveguthaben bei der griechischen Zentralbank auf 3,4 Mrd. Euro Ende Oktober und bei der irischen Zentralbank auf 4,1 Mrd. Euro Ende November. Damit sind die Möglichkeiten jener Geschäftsbanken, die die teuren, aber größtenteils unbesicherten ELA-Kredite in reguläre Refinanzierungskredite umwandeln möchten, bei freiwerdenden Sicherheiten in Höhe von 1,7 bzw. 2,0 Mrd. Euro begrenzt.

^{a)} Vgl. *The Wall Street Journal*, »Greek Banks Tap EUR36.25B From Bank Of Greece ELA Fund In Oct«, 2011, online verfügbar unter: <http://online.wsj.com/article/BT-CO-20111208-709349.html>.

^{b)} Die irischen ELA-Kredite werden in der Notenbankbilanz unter »Other Assets« verbucht (vgl. W. Buiters, J. Michels und E. Rahbari, »ELA: An Emperor without Clothes?«, *Global Economics View*, 21. Januar 2011, Citi).

^{c)} Vgl. H.-W. Sinn und T. Wollmershäuser (2011), »Target Loans, Current Acc- The ECB's«.

Kasten 2.1
Gibt es eine Liquiditätsschwemme?

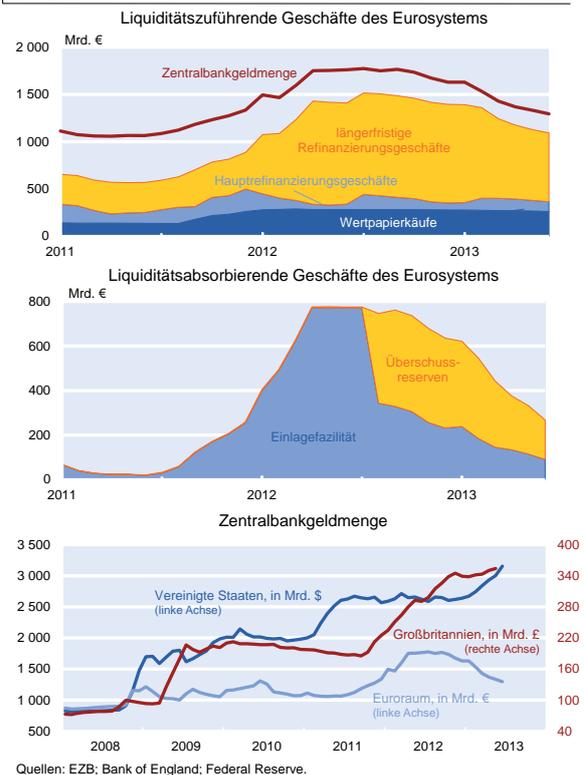
In der öffentlichen Diskussion wird immer wieder der Eindruck erweckt, Zentralbanken weltweit fluteten die Märkte mit Liquidität. Im vorliegenden Kasten soll der Frage nachgegangen werden, ob tatsächlich von einer globalen Liquiditätsschwemme gesprochen werden kann. Als Ergebnis bleibt festzuhalten, dass sich die Politik der Bank of England und der US-amerikanischen Federal Reserve grundlegend von jener der EZB unterscheidet. Während die angelsächsischen Notenbanken ihr Bankensystem tatsächlich mit Liquidität fluten, fällt die Ausweitung der Zentralbankgeldmenge im Euroraum über die letzten fünf Krisenjahre vergleichsweise gering aus. Seit Sommer 2012 ist die von der EZB über Offenmarktgeschäfte und Wertpapierkäufe im Rahmen des Securities Markets Programme und der beiden Covered Bond Purchase Programmes zur Verfügung gestellte Menge an Zentralbankgeld sogar rückläufig. Während sie im Juli 2012 noch 1775 Mrd. Euro betragen hatte, sank die Zentralbankgeldmenge bis zum 11. Juni dieses Jahres auf nur noch 1295 Mrd. Euro; allein seit dem 15. Januar 2013 reduzierte sie sich um 336 Mrd. Euro (vgl. Abb. 2.4 oben). Die Abnahme ging dabei maßgeblich auf die vorzeitige Rückzahlungsoption der dreijährigen Refinanzierungsgeschäfte zurück, welche die Banken seit Ende Januar 2013 wahrnehmen können. Seither ging das Volumen der langfristigen Refinanzierungskredite um 308 Mrd. Euro zurück. Gleichzeitig nahm die Inanspruchnahme der Hauptrefinanzierungsgeschäfte geringfügig um 27 Mrd. Euro zu, was größtenteils durch eine Verringerung des Wertpapierbestands der EZB aufgrund fällig werdender Anleihen ausgeglichen wurde.

Der Rückgang der Nachfrage der Banken nach Zentralbankgeld war dabei nicht nur in den Nichtkrisenländern zu beobachten. 40% des zwischen Januar und April verzeichneten Rückgangs bei den Refinanzierungsgeschäften ist auf eine geringere Nachfrage seitens der Geschäftsbanken in den Krisenländern zurückzuführen.¹ Dass es sich bei diesem Rückgang in den Krisenländern größtenteils um einen nachfrageseitigen Effekt handeln muss (und nicht etwa um eine Beschränkung der Geschäftsbanken aufgrund zu geringer Sicherheiten), lässt sich an der Entwicklung der Notfallkredite (Emergency Liquidity Assistance, kurz ELA) belegen, die von der irischen und der griechischen Zentralbank gegen deutlich geringere Sicherheitenanforderungen als bei den regulären Refinanzierungsgeschäften zur Verfügung gestellt wurden. Zwischen Januar und Mai dieses Jahres sanken diese Ausleihungen um 50 Mrd. Euro auf nur noch 24 Mrd. Euro.² Gleichzeitig mit dem Rückgang der Nachfrage nach Refinanzierungskrediten bauten die Geschäftsbanken ihre überschüssige Liquidität ab, die sie beim Eurosystem parkten. Seit Januar ging die Inanspruchnahme der Einlagefazilität um 116 Mrd. Euro zurück; die Überschussreserven verringerten sich um schätzungsweise 222 Mrd. Euro (vgl. Abb. 2.4 in der Mitte). Mit diesem daraus resultierenden signifikanten Rückgang der Zentralbankgeldmenge unterscheidet sich die Politik der EZB grundlegend von jener in Großbritannien und in den Vereinigten Staaten. Während sich im Euroraum aufgrund der Politik der unbegrenzten Zuteilung bei den Refinanzierungsgeschäften das Geldangebot entsprechend der Nachfrage der Banken entwickelt, schaffen die angelsächsischen Notenbanken neues Geld durch einen von ihnen initiierten Ankauf von Staatsanleihen (quantitative Lockerung). Britische und US-amerikanische Geschäftsbanken erhalten demnach Zentralbankgeld unabhängig von ihrem kurzfristigen Liquiditätsbedarf. Als Konsequenz dieser Politik stieg die Zentralbankgeldmenge in den Vereinigten Staaten und in Großbritannien in den vergangenen fünf Jahren (Juni 2008 bis Juni 2013) um 282 bzw. 352%, während die Zentralbankgeldmenge im Euroraum nur um 47% über dem Volumen von Mitte 2008 liegt (vgl. Abb. 2.4 unten). Damit weitete sich das von der EZB zur Verfügung gestellte Zentralbankgeld im Mittel über die fünfjährige Krisenperiode sogar weniger aus als in den fünf Jahren vor der Krise (Juni 2003 bis Juni 2008), in denen der Zuwachs bei 76 % lag.

¹ Daten zu den Refinanzierungsgeschäften in allen Ländern des Eurosystems liegen derzeit nur bis Ende April vor.

² Im November 2012 hatten die Notfallkredite mit 170 Mrd. Euro ihren vorläufigen Höhepunkt erreicht. Damals griffen vorwiegend griechische Geschäftsbanken auf die im Vergleich zu den herkömmlichen Refinanzierungsgeschäften teure Notfallfazilität zurück. Hintergrund war die Entscheidung der EZB, griechische Staatsanleihen (oder vom griechischen Staat garantierte Anleihen) nicht mehr als Sicherheiten im Rahmen der herkömmlichen Refinanzierungsgeschäfte zu akzeptieren. Als diese Entscheidung Ende 2012 aufgehoben wurde, ging der Bestand an ELA-Krediten bei der griechischen Zentralbank deutlich zurück und die Hauptrefinanzierungsgeschäfte stiegen entsprechend an. Im Falle Irlands ist die Schrumpfung der ELA-Kredite darauf zurückzuführen, dass die aus der Anglo-Irish Bank entstandene und in Staatseigentum überführte Bad Bank, der die Notfallkredite vornehmlich zur Verfügung gestellt wurden, inzwischen Konkurs angemeldet hat, was bedeutete, dass die ELA-Kreditforderungen der EZB als Gläubiger dieser Bank in langfristige und extrem niedrig verzinsliche Staatspapiere umgetauscht wurden. Seit der Abwicklung der Bad Bank ist der Bestand an ELA-Krediten der irischen Zentralbank auf null gefallen. Schätzungsweise 40 Mrd. Euro des gesamten Rückgangs ausstehender Notfallkredite zwischen Januar und Mai dieses Jahres ist auf diesen irischen Vorgang zurückzuführen. Insgesamt ist somit Anteil derjenigen Banken, die Zentralbankgeld vom Eurosystem nicht im gewünschten Umfang über die herkömmlichen Refinanzierungsgeschäfte erhalten, in den letzten Monaten deutlich gesunken und aktuell als gering einzuschätzen.

Abb. 2.4
Zur Liquiditätssituation



Kasten 1.3**Makroökonomische Konsequenzen eines Austritts Griechenlands aus der Europäischen Währungsunion**

Spätestens seit der gescheiterten Regierungsbildung nach den Parlamentswahlen vom Mai 2012 wird der Austritt Griechenlands aus der Europäischen Währungsunion, verbunden mit einer externen Abwertung der neuen Währung, als Alternative zur bisherigen Strategie der internen Abwertung offen diskutiert. Denn die meisten Schätzungen für den realen Abwertungsbedarf in Griechenland liegen in der Größenordnung von 20 % bis 30%¹; nach den historischen Erfahrungen mit externen Abwertungen könnte er sogar 50 % betragen, um eine ausgeglichene Leistungsbilanz zu erzielen und somit die Tragfähigkeit der Auslandsverschuldung zu gewährleisten. Dies erscheint für eine wenig flexible Wirtschaft wie die griechische innerhalb des Euro nur schwer erreichbar.

Im Folgenden werden die möglichen makroökonomischen Konsequenzen einer externen Abwertung mit dem hypothetischen Szenario einer erfolgreichen internen Abwertung verglichen.² Als Vergleichsmaßstab für einen Austritt aus der Währungsunion lassen sich drei historische Währungskrisen anführen, in denen es zu starken Abwertungen kam: die Schulden- und Währungskrise in Argentinien im Jahr 2002, die Abwertung des thailändischen Baht 1997 im Rahmen der Asienkrise und der Austritt Italiens 1992 aus dem Europäischen Währungssystem.

Alle drei Länder haben von der Abwertung profitiert, wenn auch in unterschiedlichem Maße. Während die Rezession in Argentinien bereits ein Quartal nach der Freigabe des Wechselkurses überstanden war, hielt sie in Thailand und Italien noch über ein Jahr an, bevor sich die Wirtschaft erholte. Alle drei Länder konnten bereits ab dem Jahr der Abwertung bzw. dem Folgejahr Leistungsbilanzüberschüsse realisieren.

Obwohl deutliche Parallelen vor allem zwischen der Entwicklung der argentinischen Volkswirtschaft damals und der griechischen während des vergangenen Jahrzehnts erkennbar sind, sind die Ungleichgewichte, mit denen Griechenland zu kämpfen hat, deutlich größer. So hat Griechenland derzeit ein Leistungsbilanzdefizit von 10% des Bruttoinlandsprodukts und sowohl die Staatsverschuldung als auch die Auslandsverbindlichkeiten belaufen sich inzwischen auf über 170% der Wirtschaftsleistung. Zwar hatte Thailand im Jahr vor der Wechselkursfreigabe auch ein Leistungsbilanzdefizit von 8%, in Italien und Argentinien fiel es aber mit 2% bzw. 1,4% viel geringer aus. Noch deutlicher zeigt die griechische Verschuldung das Ausmaß der Probleme. Während Argentinien im Jahr vor der Abwertung Staats- und Auslandsverschuldungsquoten von nur jeweils rund 50% verzeichnete, hatte Thailand quasi keine Staatsverschuldung und eine Auslandsverschuldung von gut 60%. In Italien verhielt es sich spiegelbildlich; der Staat war zwar zu 100% des BIP verschuldet, die Auslandsverschuldung war aber mit knapp 40% gering. Angesichts dieser Unterschiede wird Griechenland wohl im Fall eines Austritts aus der Europäischen Währungsunion ein deutlich längerer Anpassungsprozess als diesen Volkswirtschaften bevorstehen.

Der Weg der internen Abwertung dürfte sich jedoch noch langwieriger gestalten. In Griechenland zeigte der Versuch, die makroökonomischen Ungleichgewichte über eine Senkung der Löhne und Preise zu verringern, bislang nur einen begrenzten Erfolg und ging – trotz massiver Unterstützung durch die Staatengemeinschaft – mit hohen gesamtwirtschaftlichen Kosten einher. So fiel das reale Bruttoinlandsprodukt zwischen dem zweiten Quartal 2008 und dem ersten Quartal 2012 um 17%, die Arbeitslosenquote stieg von 7% auf zuletzt 22%. Zwar konnte Griechenland im Zuge dieser tiefen Rezession bereits über ein Drittel des seit Einführung des Euro erlittenen Verlusts an Wettbewerbsfähigkeit gegenüber seinen Handelspartnern im Euroraum im Bereich der Lohnstückkosten wettmachen; während der entsprechende reale effektive Wechselkurs seit 2001 um 19% aufgewertet hatte, ist er seit Ende 2009 um 7% gesunken. Dies schlug sich bisher jedoch nicht in den Preisen nieder, denn der Wechselkurs auf Basis des BIP-Deflators wertete im gleichen Zeitraum sogar leicht auf (+ 0,3%).

Im Gegensatz zu Griechenland ist es Irland und den baltischen Republiken seit Ausbruch der Finanz- und Wirtschaftskrise 2008 gelungen, die Preise und Löhne innerhalb der Währungsunion bzw. bei festem Wechselkurs zum Euro deutlich zu senken und Leistungsbilanzüberschüsse zu erzielen. So werteten Irland und Lettland seitdem um 20% bzw. 17% real ab und befanden sich über weite Strecken der Jahre 2010 und 2011 in der Deflation. Aber auch die Erfahrungen dort zeigen, dass die Strategie der internen Abwertung mit tiefen Rezessionen einhergeht. Zwar hat der Erholungsprozess bereits begonnen, gestaltet sich jedoch vor allem in Irland zögerlich.

Als Argument gegen einen Austritt aus der Währungsunion werden zuweilen die daraus erwachsenden Belastungen der griechischen Schuldner angeführt. Diese Bilanzeffekte treten allerdings immer bei einer realen Abwertung auf, unabhängig davon, ob innerhalb oder außerhalb des Euro. Bei der Einführung einer eigenen Währung und anschließender externen Abwertung hängen die Bilanzeffekte entscheidend davon ab, ob die Verbindlichkeiten weiterhin in Euro bestehen. Verbindlichkeiten, die in Euro beglichen werden müssen, würden bei einer Abwertung der neuen griechischen Währung nominal unmittelbar zunehmen, wohingegen die inländischen Schulden durch eine Umschreibung aller Verträge auf die neue Währung gleich blieben. Die größten Probleme wären im öffentlichen Sektor zu erwarten, der Verbindlichkeiten gegenüber dem Ausland in Höhe von 270 Mrd. Euro aufweist, die mit großer Wahrscheinlichkeit in Euro zurückbezahlt werden müssen. Die entsprechenden Verbindlichkeiten des Privatsektors fallen mit 23 Mrd. Euro deutlich geringer aus. Insgesamt belaufen sich die potentiell gefährdeten Bilanzpositionen auf 136% des griechischen Bruttoinlandsprodukts.

Im Szenario der erfolgreichen internen Abwertung durch Senkung des heimischen Preisniveaus bliebe der Wert der Gesamtverschuldung aus nominaler Sicht zwar unverändert, doch müssten der Zinsdienst und die Rückzahlung der Schulden aus deutlich geringeren Einkommen geleistet werden; die die reale Verschuldung würde steigen. Im Gegensatz zur externen Abwertung wären dabei nun alle bestehenden Schulden betroffen, auch die inländischen. Aus Sicht der Schuldner ist dieser Weg daher noch schwieriger zu bewältigen als der Austritt, da die Bruttoverschuldung der griechischen Wirtschaft mit 260% des BIP fast doppelt so hoch ist wie die von einer nominalen Abwertung unmittelbar betroffenen Auslandsschulden.

¹ Siehe zum Beispiel EEAG (2011), *The EEAG Report on the European Economy*, CESifo, München; Roubini, N. (2011), »Four Options to Address the Eurozone's Stock and Flow Imbalances: The Rising Risk of a Disorderly Break-Up«, online verfügbar unter: <http://www.roubini.com/analysis/165338.php>, aufgerufen am 18. April 2012; Nielsen, L.H.W. (2012), *Achieving fiscal and external balance (Part 1): The price adjustment required for external sustainability*, Goldman Sachs Global Economics, European Economics Analyst, 12/01; Sinn, H.-W. (2012), »Die Preise senken!«, *Handelsblatt* 45, 2./3./4. März, 80.

² Für eine ausführliche Analyse, siehe Born, B., T. Buchen, K. Carstensen, C. Grimme, M. Kleemann, K. Wohlrabe, und T. Wollmershäuser (2012), »Austritt Griechenlands aus der Europäischen Währungsunion: Historische Erfahrungen, makroökonomische Konsequenzen und organisatorische Umsetzung«, *ifo Schnelldienst* 65(10), 9–37.

Kasten**Zur Gestaltung eines Krisenmechanismus für den Euroraum nach 2013**

Die Gründer der Europäischen Währungsunion haben keine Regeln vorgesehen für den Fall einer Finanzierungs- oder gar einer Insolvenz einzelner Mitgliedstaaten. Sie waren wohl überzeugt, genügend Vorkehrungen getroffen zu haben, damit es niemals soweit kommt. Bei strikter Anwendung des Stabilitäts- und Wachstumspakts wäre dies möglicherweise auch eingetroffen. Hätten die Finanzmärkte zudem das Verbot eines Bailout ernst genommen, wären sie vielleicht zurückhaltender mit der Kreditvergabe an aufholende Länder gewesen. Dennoch zeigt die aktuelle Krise, dass es unvorhergesehene Situationen geben kann, auf die schnell reagiert werden muss. Damit dabei nicht alle wohlbegründeten Grundsätze der Währungsunion über Bord geworfen werden, ist die Einrichtung eines dauerhaften Krisenmechanismus für den Euroraum für den Zeitraum nach 2013 notwendig, also nach dem Auslaufen der gegenwärtigen Hilfspakete.

An einen solchen Mechanismus werden in der öffentlichen Debatte unterschiedliche Anforderungen gestellt. Danach sollte er das von einer Finanzierungs- oder Garantieverpflichtung betroffene Land unterstützen, die Zahlungs- oder Garantieverpflichtungen der Geberländer in Grenzen halten, die risikoadäquate Bepreisung der Staatsanleihen an den Finanzmärkten sichern und eine Panik der Investoren vermeiden helfen. Das ifo Institut hat einen Vorschlag vorgelegt, der eine Abwägung zwischen diesen Zielen vornimmt.^{a)}

Darin wird empfohlen, ab sofort jede neu ausgegebene Staatsanleihe aller EU-Staaten mit einer Kollektivklausel (Collective Action Clause) zu versehen. Die Kollektivklausel soll zweierlei bezwecken. Zum einen soll sie es ermöglichen, die Probleme eines Landes scheinbar abzubauen, indem jeweils nur die fällig werdenden Staatspapiere einer Verhandlungslösung unterworfen werden, ohne dass zugleich die gesamte Staatsschuld fällig gestellt werden kann. Zum anderen soll sie die Verhandlungen zwischen dem Schuldnerland und der Gläubigergemeinschaft insofern erleichtern, als dass ein Beschluss von 75% der Eigentümer dieser Papiere allgemeinverbindlich wird. Darauf aufbauend, wird ein mehrstufiger Krisenmechanismus angeregt. Gerät ein Land in Finanzierungsprobleme, so soll es in der ersten Stufe allein mit seinen Gläubigern über eine Restrukturierung der fällig werdenden Anleihen verhandeln, die z.B. eine Laufzeitverlängerung, eine Aussetzung von Zinszahlungen oder eine Herabsetzung des Rückzahlungsbetrags beinhalten kann. Das Erreichen einer solchen bilateralen Verhandlungslösung ist nicht unrealistisch. Denn in der zweiten Stufe – die zum Tragen kommt, wenn die Verhandlungen der ersten Stufe scheitern – wird ein automatischer Haircut in Höhe des während der letzten drei Monate beobachtbaren Marktwertabschlags auf den Nennwert der Papiere, mindestens aber 20% und höchstens 50%, vorgenommen. Zugleich wird das betroffene Land verpflichtet, weitreichende Konsolidierungsmaßnahmen zu ergreifen. Erst danach garantiert die Europäische Staatengemeinschaft bis zu 80% des Wertes von Ersatzanleihen, die das betroffene Land seinen Gläubigern im Austausch gegen die alten Staatspapiere übergibt. Auf diese Weise wird der maximal mögliche Verlust der Investoren begrenzt, ohne die Gläubigerhaftung für die eingegangenen Risiken gänzlich auf die Allgemeinheit zu übertragen. Nach Haircut und Inanspruchnahme der Garantien kann die Staatengemeinschaft in einem dritten Schritt dem betroffenen Land durch zusätzliche Bürgschaften ermöglichen, ihre Nettoneuverschuldung zu finanzieren, sofern diese sich auf dem im Rahmen des Stabilitäts- und Wachstumspakts vorgegebenen Konsolidierungspfad bewegt. Diese Anpassungsperiode kann bis zu drei Jahre dauern.

Wichtig ist, dass die Reihenfolge *Haircut vor Hilfe* eingehalten wird, denn eine in Aussicht gestellte Eventualbeteiligung der Gläubiger an den Lasten dürfte im politischen Prozess wohl kaum umgesetzt werden, nachdem zuvor Hilfen geflossen sind. Zudem sollte die Gesamtsumme der ausgereichten Bürgschaften und damit die Belastungen der Geberländer begrenzt werden. Vorgeschlagen wird eine Schranke von 30% des Bruttoinlandsprodukts. Dies entspricht der Hälfte der nach dem Maastrichter Vertrag zulässigen Schuldenquote.

Der so gestaltete Krisenmechanismus gewährleistet, dass sich die Zinsen für Staatsanleihen nach der Bonität der Schuldnerländer aufspreizen. Dieser Effekt ist gewünscht, denn zum einen erzwingen variable Marktzinsen, die mit sinkender Solidität der Emittenten steigen, Haushaltsdisziplin bei den betroffenen Ländern. Zum anderen gewährleistet eine adäquate Bepreisung der Länderrisiken, dass die Kapitalströme nicht verzerrt werden hin zu Staaten mit einer weniger hohen Bonität und dass so die innereuropäischen Ungleichgewichte abgebaut werden.

Der vorgeschlagene Krisenmechanismus muss ergänzt werden um einen Stabilitäts- und Wachstumspakt mit Biss, ein funktionierendes Insolvenzverfahren für Banken und das Verbot für die Europäische Zentralbank, Staatsanleihen für andere als geldpolitische Zwecke zu kaufen. Darüber hinaus werden keine weiteren Instrumente benötigt. So sollten die European Financial Stability Facility (EFSF) und der Europäischen Stabilisierungsmechanismus (EFSM) wie geplant 2013 auslaufen. Es wäre zudem kontraproduktiv, wie aktuell diskutiert, europäische Gemeinschaftsanleihen einzuführen, denn sie würden die angestrebte Zinsspreizung verhindern und den Einstieg in eine Transferunion darstellen.

^{a)} Für eine ausführliche Darstellung vgl. H.-W. Sinn und K. Carstensen, »Ein Krisenmechanismus für die Eurozone«, ifo Schnelldienst 63, 2010, Sonderausgabe vom 19. November.

Kasten 1.1**Zur Effektivität des OMT-Programms der EZB**

Die Europäische Zentralbank begründet ihr OMT-Programm mit Störungen in der geldpolitischen Transmission. Diese finden ihrer Meinung nach darin ihren Ausdruck, dass die Leitzinssenkungen, die seit Mitte 2008 vorgenommen wurden, lediglich zu Rückgängen bei den Kreditzinsen in den Kernländern, nicht jedoch in den Krisenländern geführt haben. Ziel des OMT-Programms ist daher die Verringerung der Zinsspreizungen im Euroraum, die zu Lasten der Krisenländer gehen (vgl. Europäische Zentralbank 2012a; 2012b).

Die Begründungen der EZB werden vom ifo Institut nicht geteilt, denn Zinsspreizungen nach der Bonität der Schuldner sind essenzielle Steuerungselemente in der Marktwirtschaft, die die Überschuldung und die daraus resultierenden Gefahren rechtzeitig verhindern. Wenn die Investoren das Risiko ihres Engagement selbst tragen und keine Chance haben, es über das OMT auf die Steuerzahler der noch gesunden Länder des Eurosystem abzuwälzen, die für die Verringerung der Gewinnausschüttungen des EZB-Systems aufkommen müssen, dann verlangen sie höhere Zinsen, und die höheren Zinsen veranlassen die Schuldner, sich weniger zu verschulden. Dieser Zusammenhang ist fundamental und für das Funktionieren des Eurosystems unverzichtbar. So gesehen ist das OMT als ökonomisch fragwürdige Intervention der EZB einzustufen, die die Selbstregulierung des Kapitalmarktes unterminiert und das Risiko einer weiteren Schuldenblase in sich birgt.

Das gilt auch bezüglich des Argumentes der EZB, dass sich in den Zinsspreizungen ein Redenominierungsrisiko nach einem möglichen Zusammenbruch des Euro zeigt. Auch dieses Risiko begründet keine Intervention der EZB, weil nur jene Länder von ihm betroffen sind, die ihre Wettbewerbsfähigkeit durch Übersteuerung verloren haben und abwerten müssen. Das Abwertungsrisiko müssen Investoren bei ihrem Kalkül berücksichtigen, weil relative Preisänderungen grundsätzlich zu den zinsbestimmenden Faktoren in der Marktwirtschaft gehören (vgl. Dorfman, Solow und Samuelson 1958; Sinn (2013a).

Wenngleich somit die Zielsetzung der EZB kritikwürdig ist, stellt sich die Frage, ob sie mit ihren Aktionen überhaupt in der Lage ist, die angestrebten Ziele zu erreichen. Die EZB selbst bezweifelt das, denn sie stellt fest, dass die Zinsen für Unternehmenskredite in den Krisenländern nach der Ankündigung des Programms nahezu unverändert hoch blieben. Teilweise stieg sogar der Abstand zu den Kreditzinsen in den Kernländern.

In einer aktuellen Studie untersuchen Hristov et al. (2013) dieses Thema eingehend. Die Analyse erfolgt mithilfe eines vektorautoregressiven Modells mit zeitvariablen Koeffizienten (TVPVAR).¹ Die endogenen Variablen des Modells sind die Staatsanleihezinsen mit einer Laufzeit von einem bis drei Jahren und der Unternehmenskreditzins. Beide Größen werden jeweils als der Durchschnitt über die Peripherieländer (Italien, Spanien, Portugal, Irland) gemessen. Ferner werden Schätzungen unter Verwendung sowohl kurzfristiger (Laufzeit bis zu einem Jahr) als auch langfristiger (Laufzeit von bis zu drei Jahren) Unternehmenskreditzinsen durchgeführt. Da zu vermuten ist, dass die Verwerfungen im Zuge der globalen Finanzkrise sowie der Eurokrise zu beträchtlichen strukturellen Veränderungen geführt haben, hat ein TVPVAR klare Vorteile gegenüber Ansätzen mit konstanten Koeffizienten. Die zeitvariable Modellstruktur ermöglicht es, die potentielle Effektivität von Eingriffen an den Bondmärkten durch die EZB zu verschiedenen Zeitpunkten sowie am aktuellen Rand zu schätzen.

Die Schätzergebnisse deuten darauf hin, dass ein unerwarteter Rückgang der Staatsanleihezinsen eine statistisch signifikante Reduktion sowohl bei den kurzfristigen als auch bei den langfristigen Kreditzinsen hervorruft. Allerdings ist die Übertragung alles andere als vollkommen und hat sich seit Ausbruch der globalen Finanzkrise stark abgeschwächt. So konnte bis Mitte 2008 ein Rückgang der Staatsanleiherenditen um einen Prozentpunkt die kurz- und langfristigen Kreditzinsen um höchstens 0,4 bzw. 0,6 Prozentpunkte senken. Dabei wurden diese maximalen Reaktionen nicht sofort, sondern erst nach sieben bzw. vier Monaten erreicht. Im Herbst 2008 hingegen ist die Reagibilität der Kreditzinsen spürbar um einen Drittel gesunken und bis zum Ende des Betrachtungszeitraums (Mitte 2013) auf diesem niedrigeren Niveau geblieben. Dabei führten weder die zweifache Durchführung von Dreijahrestendern durch die EZB (LTRO-Programm) im Winter 2011/12 noch die Ankündigung des OMT-Programms zu einer nennenswerten Veränderung des Zusammenhangs zwischen Kredit- und Staatsanleihezinsen.

Angesichts dieser Indizien für einen abgeschwächten, jedoch noch immer signifikanten Zusammenhang zwischen Staatsanleihen- und Kreditzinsen, stellt sich die Frage, wie groß die Intervention der EZB an den Bondmärkten sein müsste, um das Kreditzinsniveau in den Peripherieländern auf jenes in den Kernländern zu drücken. Aufschluss darüber liefert die folgende kontrafaktische Simulation auf der Basis des geschätzten TVPVARs: Es wird angenommen, dass die EZB ab Mai 2013 an den Bondmärkten interveniert und dabei die Staatsanleiherenditen der Peripherieländer dauerhaft auf deren Niveau in den Kernländern senkt. Dabei wird der Notenbankeingriff einer Sequenz von Schocks in der Bondzinsgleichung gleichgesetzt. Die daraus resultierende Reaktion der kurz- und langfristigen Kreditzinsen wird für zwei alternative Parametrisierungen des Modells berechnet – unter der hypothetischen Annahme, dass die Koeffizienten ihren Vorkrisenwerten entsprechen sowie unter der Prämisse, dass die seit Ausbruch der Finanzkrise geltenden Parameterwerte vorliegen.

Unter beiden Parametrisierungen würde die EZB im Mai 2013 eine massive Intervention benötigen, um die Staatsanleihezinsen bereits im selben Monat auf das gewünschte Niveau zu senken. Der Eingriff würde einem enormen Renditeschock von knapp 2 Prozentpunkten an den Bondmärkten hervorrufen, der um knapp das Fünffache die Standardabweichung der Schocks übersteigt, die gemäß dem Modell die Bondrenditen üblicherweise treffen (vgl. Abb. 1.2, 2 und 4). In den Folgemonaten würden weitere Interventionen nötig sein, die die Bondrenditen in jeder Periode um etwa 0,3 Prozentpunkte drücken. Trotz der massiven Eingriffe, wäre die EZB weder vor 2008 noch gegenwärtig in der Lage, die kurzfristigen Kreditzinsen in der Peripherie auf deren Niveau in den Kernländern zu senken (vgl. Abb. 1.2, 1).

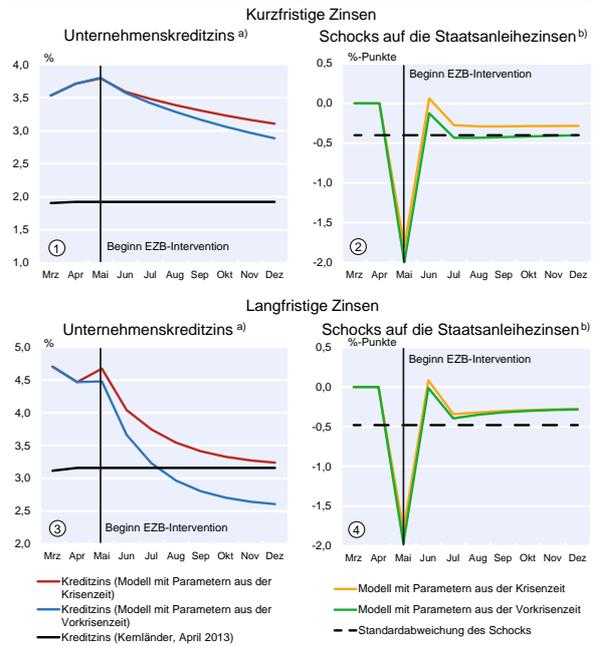
¹ Vgl. Primiceri (2005), Nakajima, Kasuya und Watanabe (2011) sowie del Negro und Primiceri (2013) für Kritik an dem Ansatz.

Etwas mehr Erfolg dürften sie hinsichtlich der Zinsen auf Unternehmenskredite mit einer Laufzeit von mehr als einem Jahr haben. Diese wären bei ähnlich großen Interventionen nach etwa einem Monat auf das Zinsniveau in den Kernländer gefallen, unterstelle man das Vorliegen der Modellparameter aus dem Vorkrisenzeitraum. Lege man dagegen die Parameterwerte zugrunde, die am aktuellen Rand gelten, so würde die EZB mehr als ein halbes Jahr brauchen, um die Kreditzinsen auf das gewünschte Niveau zu reduzieren (vgl. Abb. 1.2, 3).

Alles in allem zeichnet die Analyse ein eher düsteres Bild hinsichtlich des Erfolgspotenzials des OMT-Programms zur Senkung der Kreditzinsen in der europäischen Peripherie. So wäre die EZB in der Lage, nur die langfristigen, nicht aber die kurzfristigen Kreditkosten zu drücken. Zudem würde dies gut ein halbes Jahr in Anspruch nehmen, während dessen kontinuierliche und dabei massive Interventionen an den Bondmärkten erforderlich wären. Vor allem kurzfristig müsste die EZB einen enormen Schock auf die Bondrenditen erzeugen. Dieser Schock ist um etwa ein fünffaches größer, als die historisch beobachtbare Volatilität an den Staatsanleihenmärkten und erscheint daher als wenig realistisch. Schließlich ist es äußerst fraglich, inwiefern die Vorteile des OMT-Programms, angesichts des sehr begrenzten Zielerreichungspotenzials, die mit dem Programm verbundenen Risiken kompensieren. Denn umfangreiche Staatsanleihenkäufe bergen eine Reihe von Gefahren. Sie führen zu Fehlanreizen bei den Regierungen der Krisenländer, erhöhen die Risiken in der EZB-Bilanz und untergraben die Glaubwürdigkeit der Notenbank.

Abb. 1.2

Modellsimulation: Interventionen der EZB auf den Staatsanleihenmärkten



^{a)} Hypothetische Entwicklung unter Interventionen der EZB ab Mai 2013. - ^{b)} Erforderlich, um die Staatsanleiherenditen in den Krisenländern auf deren Niveau in den Kernländern zu drücken.
Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Nikolay Hristov, Oliver Hülsewig, Thomas Siemsen und Timo Wollmershäuser*

Die Europäische Zentralbank (EZB) begründet ihr »Outright-Monetary-Transactions«-Programm (OMT-Programm) offiziell mit Störungen in der geldpolitischen Transmission, die sich darin reflektieren, dass die Kreditzinsen für Unternehmen in den Krisenländern der Eurozone trotz der massiven Herabsetzung der Leitzinsen nahezu kaum gesunken sind. Ziel des OMT-Programms ist es, durch Käufe von Staatsanleihen auf dem Sekundärmarkt die Renditen für öffentliche Schuldtitel zu reduzieren, um so die Kreditzinsen zu verringern. Dieser Beitrag legt nahe, dass das OMT-Programm ungeeignet ist, das angekündigte Ziel, d.h. die Wiederherstellung der geldpolitischen Transmission, zu erreichen.

Das Bundesverfassungsgericht (BVerfG) hat das Verfahren zum OMT-Programm der EZB ausgesetzt. Es wird dem Gerichtshof der Europäischen Union zur Vorabentscheidung vorgelegt, um zu klären, ob das OMT-Programm, das vorsieht, notfalls unbegrenzt Staatsanleihen von Euroländern mit Finanzierungsschwierigkeiten aufzukaufen, rechtmäßig ist. Nach Auffassung des BVerfG sprechen gewichtige Gründe dafür, dass die EZB ihr Mandat durch die Ankündigung des OMT-Programms überschritten hat, da das Programm einer monetären Staatsfinanzierung gleichkäme, die nach dem Vertrag von Lissabon strikt untersagt ist (Artikel 123 Paragraph 1 AEUV).¹

Die EZB hält die Kritik an ihrem OMT-Programm generell für unbegründet. Sie argumentiert, dass Staatsanleihekäufe im Rahmen des Programms ein geldpolitisches Instrument seien, das dem Ziel diene, die Störung der geldpolitischen Transmission zu beseitigen. Diese zeige sich vor allem darin, dass die Kreditzinsen für Unternehmen in den Krisenländern der Eurozone, trotz der massiven Leitzinssenkungen, die seit Mitte 2008 vorgenommen wurden, nur geringfügig gesunken sind. Offizielles Ziel des OMT-Programms ist es daher, durch Käufe von Staatsan-

leihen auf dem Sekundärmarkt und der damit einhergehenden Verringerung der Renditen öffentlicher Schuldtitel, die Kreditzinsen zu reduzieren.²

Die EZB sieht die Ursache für die Zinspreizung in den Krisenländern, also dem Auseinanderdriften zwischen den Kreditzinsen und Leitzinsen, im Redenominierungsrisiko, d.h. in der Möglichkeit eines Austritts aus der Eurozone. Die Konditionen für Bankkredite in den Ländern mit Finanzierungsschwierigkeiten sind nach dieser Sichtweise hauptsächlich deshalb angespannt, da Kreditzinsen stark durch die Zinsen für Staatsanleihen beeinflusst werden, wobei letztere aufgrund von Risikoaufschlägen nach Ausbruch der Eurokrise Mitte 2010 spürbar gestiegen sind. Das OMT-Programm soll durch notfalls unlimitierte Offenmarktkäufe dazu beitragen, dieses Redenominierungsrisiko zu beseitigen und somit zu attraktiveren Kreditkonditionen führen.

Die Argumente der EZB scheinen schlüssig. Und in der Tat hat die Ankündigung des OMT-Programms dazu geführt, dass die Zinsen auf Staatsanleihen der Krisenländer gesunken sind. Unter Investoren sind diese Titel mittlerweile begehrt, da sie im Vergleich zu denen der Kernländer eine relativ hohe Rendite versprechen und gleichzeitig durch die implizite Garantie der EZB nahezu risikolos sind. Ein Investor muss lediglich ausharren, d.h., er darf die erworbenen Staatsanleihen nicht vorzeitig abstoßen. Befürworter des

* Nikolay Hristov ist wissenschaftlicher Mitarbeiter am ifo Institut, Oliver Hülsewig ist Professor für Volkswirtschaftslehre an der Hochschule München und Forschungsreferent am ifo Institut, Thomas Siemsen ist wissenschaftlicher Mitarbeiter am Seminar für Makroökonomie an der Ludwig-Maximilians-Universität München und Timo Wollmershäuser ist Professor für Volkswirtschaftslehre an der Ludwig-Maximilians-Universität München und kommissarischer Leiter des ifo Zentrums für Konjunkturforschung und Befragungen.

¹ Das BVerfG neigt zur Annahme eines Ultra-vires-Aktes, was impliziert, dass die EZB ihr Mandat mit der Ankündigung des OMT-Programms überschritten hat (Bundesverfassungsgericht, 2014).

² Die EZB schreibt bezüglich des OMT-Programms: »Mit diesen Geschäften [Outright Monetary Transactions, Einfügung durch die Autoren], soll der Transmissionsmechanismus in allen Euroländern sichergestellt und die Einheitlichkeit der Geldpolitik gewahrt werden« (Europäische Zentralbank 2012, S. 7).

OMT-Programms feiern dieses Instrument daher schon jetzt als das effektivste Mittel der Geldpolitik, um die Eurokrise, die ja zum Teil auch eine Staatsschuldenkrise ist, zu bekämpfen. Das Programm wirke, bezogen auf die zuletzt gefallenen Risikoaufschläge auf Staatsanleihen in den Krisenländern, wie erhofft.

Allerdings bleibt festzustellen, dass das eigentliche Ziel des OMT-Programms nach wie vor in weiter Ferne ist. Die Kreditzinsen für Unternehmen in den Krisenländern sind bislang, trotz der niedrigeren Staatsanleihezinsen – wenn überhaupt – nur geringfügig gesunken. Von der Beseitigung der Störung der geldpolitischen Transmission kann also derzeit in keiner Weise gesprochen werden. Aus Sicht der EZB ist diese Entwicklung fatal, zeigt sie doch, dass der Zusammenhang zwischen Kreditzinsen und Staatsanleihezinsen weitaus schwächer ist als gedacht. Letzterer ist jedoch für die Rechtfertigung des OMT-Programms als geldpolitisches Instrument elementar. Die schwache Reaktion der Kreditzinsen in den Krisenländern der Eurozone deckt sich mit empirischer Evidenz, die zeigt, dass die Transmission von Änderungen der Staatsanleihezinsen hin zu Änderungen der Kreditzinsen bereits vor Ausbruch der Finanzmarktkrise äußerst träge war (vgl. Hristov et al. 2014). Zudem hat sich diese Transmission seit Mitte 2008 nochmals deutlich abgeschwächt.

Für die EZB ist diese Erkenntnis keine gute Nachricht, droht sie doch die potemkinschen Dörfer, die sie zur Rechtfertigung des OMT-Programms mühsam errichtet hat, einzureißen. Was sich dahinter verbirgt, ist wenig erfreulich: Das OMT-Programm ist schlichtweg ungeeignet, das offizielle Ziel, d.h. die Wiederherstellung der geldpolitischen Transmission, zu erreichen. Denn eine nachhaltige Senkung der Kreditzinsen in den Krisenländern der Eurozone würde kontinuierliche, massive Interventionen erfordern. Vorsichtige Schätzungen ergeben, dass die EZB über einen Zeitraum von zwei Jahren Offenmarktkäufe in Höhe von bis zu 250 Mrd. Euro vornehmen müsste. Dies würde etwa 37% der insgesamt ausstehenden Volumina an Staatsanleihen mit einer Restlaufzeit von einem bis drei Jahren entsprechen, die von den Euroländern mit Finanzierungsschwierigkeiten emittiert worden sind. Interventionen in diesem Umfang könnten zwar eine spürbare Entlastung von Kreditnehmern bewirken. Die damit einhergehenden Risiken sind jedoch gravierend. Binnen kurzer Zeit würde die EZB so zu einem der Hauptgläubiger der derzeitigen Krisenländer werden und damit Gefahr laufen, ihre politische Unabhängigkeit zu verlieren und gleichzeitig zu einer »Bad Bank« zu verkommen.

Zudem stellt sich die Frage, ob Krisenländer, die aufgrund massiver Finanzierungsschwierigkeiten Interventionen der EZB eigentlich begrüßen sollten, überhaupt genügend politischen Willen an den Tag legen, um in den Genuss des OMT-Programms kommen zu können. Schließlich setzt die

Anwendung des Programms voraus, dass ein Land vorher unter den Rettungsschirm des European Stability Mechanism (ESM) schlüpft und sich somit strengen wirtschaftspolitischen Auflagen unterwirft. Die jüngste Entwicklung deutet jedoch eher daraufhin, dass die derzeitigen Krisenländer bestrebt sind, alles Erdenkliche zu tun, um dem strengen Regiment eines ESM-Programms zu entkommen. Dieser Widerspruch macht den Geburtsfehler des OMT-Programms deutlich, der die EZB in einen nahezu unlösbaren Konflikt stürzen könnte: Wenn die EZB aus geldpolitischen Gründen eigentlich intervenieren müsste, um die Preisstabilität in der Eurozone zu sichern, bindet ihr die Konditionalität die Hände. Denn über die Macht, ein Land unter den Rettungsschirm zu zwingen, verfügt die EZB als unabhängige Zentralbank nicht.

Was bleibt, sind Zweifel an der Effektivität des OMT-Programms als geldpolitisches Instrument, da, unabhängig von der Frage seiner rechtlichen Legitimität, die Grundlage des Programms, d.h. die unterstellte enge Beziehung zwischen Kreditzinsen und Staatsanleihezinsen, keine empirische Bestätigung findet. Für das Ziel, die Kreditzinsen in den Krisenländern zu senken, wären insofern wohl eher Maßnahmen geeignet, die die Banken von ihren eigentlichen Problemen, wie z.B. die gestiegene Zahl von Kreditausfällen infolge von Insolvenzen oder die mangelnde Ausstattung an Eigenkapital, befreien. Letzteres schließt auch die Abwicklung von Banken ein, die aufgrund ihrer misslichen Lage kaum mehr fähig sind, als Finanzintermediäre zu wirken. Ob es Aufgabe der Geldpolitik ist, derartige Maßnahmen umzusetzen, darf bezweifelt werden. Zur Lösung der Probleme im Bankensektor der Krisenländer sind vielmehr die nationalen Regierungen und Bankenaufsichten gefragt.

Literatur

Bundesverfassungsgericht (2014), Pressemitteilung Nr. 9/2014 vom 7. Februar 2014, online verfügbar unter: <http://www.bundesverfassungsgericht.de/pressemitteilungen/bvg14-009.html>, aufgerufen am 7. Februar 2014.

Europäische Zentralbank (2012), »Editorial«, *Monatsbericht*, September, 5–11.

Hristov, N., O. Hülsewig, Th. Siemsen und T. Wollmershäuser (2014), »Smells like Fiscal Policy? Evaluating the Potential Effectiveness of the ECB's OMT Program«, CESifo Working Paper Nr. 4628.

Kasten 2.1**Zu den jüngsten geldpolitischen Entscheidungen der EZB**

Bei ihrer Ratssitzung am 5. Juni hat die Europäische Zentralbank (EZB) mehrere geldpolitische Maßnahmen beschlossen. Zum einen senkte sie den Hauptrefinanzierungssatz um 0,1 Prozentpunkte auf 0,15% und legte erstmals einen negativen Zinssatz in Höhe von 0,1% auf Einlagen beim Eurosystem fest. Hierzu zählen insbesondere die Überschussreserven der Geschäftsbanken sowie ihre Übernachtguthaben im Rahmen der Einlagefazilität. Während der EZB-Rat weiterhin ankündigte, dass die Leitzinsen auf dem derzeitigen Niveau für einen längeren Zeitraum bleiben werden, schloss er allerdings im Gegensatz zu früheren Entscheidungen weitere Senkungen in der Zukunft aus.

Darüber hinaus wurden eine Reihe liquiditätspolitischer Entscheidungen getroffen. Die Hauptrefinanzierungsgeschäfte (HRG) und die längerfristigen Refinanzierungsgeschäfte (LRG) mit dreimonatiger Laufzeit sollen weiterhin bis mindestens Ende 2016 als Festzinstender mit Vollzuteilung durchgeführt werden, wobei sich die Verzinsung der LRGs am durchschnittlichen Zinssatz der HRGs während der dreimonatigen Laufzeit orientiert. Zusätzliche LRGs mit einmonatiger Laufzeit sollen nicht mehr angeboten werden. Außerdem wird die Sterilisation der sich noch im Umlauf befindlichen Liquidität aus den Staatsanleihekäufen im Rahmen des Programms für die Wertpapiermärkte beendet. Als wichtigste Neuerung stellt der EZB-Rat ab September 2014 gezielte längerfristige Refinanzierungsgeschäfte (GLRG) in Aussicht, deren Volumen an die Kreditvergabetätigkeit der Geschäftsbanken gekoppelt ist. Während die Geschäftsbanken im Rahmen der beiden für dieses Jahr geplanten GLRGs bis zu 7% ihres am 30. April 2014 bilanzierten Kreditbestands an private Nichtbanken (ohne Wohnungsbaukredite der privaten Haushalte) vom Eurosystem leihen können, orientiert sich der maximale Umfang der verbleibenden sechs GLRGs für die Jahre 2015 und 2016 an der Ausweitung der Neukreditvergabe der Geschäftsbanken (abzüglich Tilgungen und ohne Wohnungsbaukredite) zwischen dem 30. April 2014 und dem Zeitpunkt des GLRGs gegenüber einem Referenzwert. Dieser Referenzwert wird aus der durchschnittlichen Neukreditvergabe einer Geschäftsbank zwischen Mai 2013 und April 2014 errechnet. Alle Geschäfte werden im September 2018 fällig; ihre Verzinsung ist fixiert über die Laufzeit und entspricht dem jeweils zum Abschluss des Geschäfts geltenden Hauptrefinanzierungssatz zuzüglich eines Aufschlags von 10 Basispunkten.

Insgesamt soll mit diesen Entscheidungen die Übertragung der zins- und liquiditätspolitischen Maßnahmen des Eurosystems über das Geschäftsbankensystem an die Realwirtschaft verbessert werden. Aus Sicht der EZB ist nach wie vor die starke Segmentierung der Kreditmärkte im gemeinsamen Währungsraum problematisch. Während die bisherigen Leitzinssenkungen der EZB seit 2011 um insgesamt 1,25 Prozentpunkte von Banken in den Nichtkrisenländern fast vollständig an die Kunden weitergegeben wurden, verharrten die Kreditzinsen für das Neugeschäft in den Krisenländern (Griechenland, Irland, Italien, Portugal und Spanien) nahezu unverändert auf einem deutlich höheren Niveau (vgl. Abb. 2.3). Eine ähnliche Diskrepanz zeigt sich bei den Kreditvolumina. Während sie in den Krisenländern seit Jahren zum Teil mit zweistelligen Raten schrumpfen, ist in den Nicht-Krisenländern seit einigen Monaten zumindest eine Stagnation zu beobachten.

Der negative Einlagezins soll das Parken von Überschussliquidität bei der EZB unattraktiv machen und dazu beitragen, dass diese Liquidität das Eurosystem verlässt und zur Kreditvergabe an die Privatwirtschaft verwendet wird. Über welchen Kanal dies geschehen soll, bleibt allerdings zunächst unklar. Guthaben der Geschäftsbanken im Rahmen der Einlagefazilität und Überschussguthaben auf den Girokonten des Eurosystems wurden bislang fast ausschließlich von Geschäftsbanken in den Nichtkrisenländern des Euroraums gehalten. Da die Transmission der Geldpolitik in diesem Teil des Euroraums allerdings recht gut funktioniert und die schwache Kreditvergabe dort größtenteils nachfrageseitig zu erklären sein dürfte, könnte die Überschussliquidität über den Interbankengeldmarkt an Geschäftsbanken mit Liquiditätsbedarf, die vor allem ihren Sitz in den Krisenländern haben dürften, weitergegeben werden. Dass diese Geschäftsbanken einen vergleichsweise hohen Bedarf an Zentralbankgeld haben, zeigt sich unter anderem an der Verteilung der Refinanzierungsgeschäfte des Eurosystems, die nach wie vor zu etwa 80% über die Zentralbanken in den Krisenländern abgewickelt werden. Zwar hat sich ihre Abhängigkeit vom Eurosystem deutlich verringert: das Volumen der Refinanzierungsgeschäfte hat sich seit Mitte 2012 nahezu halbiert, und die durchschnittlichen Umsätze am Interbanken-Tagesgeldmarkt haben seit Anfang 2013 wieder zugenommen. Allerdings ist fragwürdig, ob ein negativer Zins in Höhe von 0,1% die Geschäftsbanken mit Liquiditätsüberschüssen tatsächlich dazu veranlasst, mit riskanten Geschäftspartnern Kreditbeziehungen einzugehen. Vielmehr ist davon auszugehen, dass sie ihre Überschüsse dazu verwenden werden, um bestehende Forderungen gegenüber dem Eurosystem weiter zu reduzieren.

Auch bei den GLRGs stellt sich die Frage, ob das Zentralbankgeld wirklich zur Verbesserung der Kreditmarktsituation in den Krisenländern beiträgt. Im Rahmen der beiden für dieses Jahr geplanten Refinanzierungsgeschäfte können die Geschäftsbanken Zentralbankgeld in einem Volumen von insgesamt maximal 400 Mrd. Euro vom Eurosystem leihen. Da davon lediglich 150 Mrd. Euro auf die Geschäftsbanken in den Krisenländern entfallen, kann nur einen Teil der Anfang 2015 fällig werdenden Refinanzierungskredite, die im Rahmen der Dreijahrestender Ende 2011 bzw. Anfang 2012 vergeben wurden und von denen schätzungsweise 400 Mrd. Euro von Geschäftsbanken in den Krisenländern in Anspruch genommen wurden, ersetzt werden. Zum Schließen dieser Finanzierungslücke müssen die Geschäftsbanken entweder ihre Neukreditvergabe ausweiten, um in den Genuss der zusätzlichen GLRGs zu kommen, oder sie greifen auf die herkömmlichen LRGs zurück, die ohne Bedingungen und zu einem um 0,1 Prozentpunkte günstigeren Zins bis mindestens Ende 2016 weiterhin in unbegrenztem Umfang vom Eurosystem vergeben werden. Die kürzere Laufzeit der Dreimonatsgeschäfte und das diesen Krediten zugrundeliegende Zinsanstiegsrisiko dürften die Attraktivität dieser alternativen Refinanzierungsform nicht beeinträchtigen. Damit ist fragwürdig, ob die GLRGs tatsächlich einen zusätzlichen positiven Impuls auf die Kreditvergabetätigkeit der Geschäftsbanken in den Krisenländern bewirken.

Seit seinem Amtsantritt als US-Notenbankchef im Februar 2006 hat Ben Bernanke die amerikanische Geldpolitik auf den Kopf gestellt. Während noch vor wenigen Jahren allein der nächste Zinsentscheid im Blickpunkt der Öffentlichkeit stand, wird heute engagiert über die Entwicklung der Notenbankbilanz diskutiert. Im Zentrum dieser Debatte steht die Befürchtung, dass die umfangreichen Stützungsprogramme der US-Notenbank (Fed) nicht nur die US-Wirtschaft stabilisieren, sondern auch die Inflation anheizen könnten.

Die herausragende Expertise des Notenbankchefs steht außer Frage. Bernanke gilt nicht nur in akademischen Kreisen als ausgewiesener Experte sowohl für die Große Depression in den USA der 1930er Jahre als auch für die Krise Japans. Nach dem Platzen einer Aktien- und Immobilienblase war Japan Anfang der 1990er Jahre in eine schwere Rezession geraten, die das Land für eine ganze Dekade fest im Griff hielt. Ein solches Szenario war spätestens nach dem Zusammenbruch der Investmentbank Lehman Brothers auch für die US-Wirtschaft nicht mehr auszuschließen. Seit 2006 waren die Immobilienpreise gemessen am S&P Case-Shiller National Index um über 30% gefallen und damit auch die Sicherheiten hinter amerikanischen Hypothekenkrediten im Gesamtvolumen von etwa 14 Billionen US-Dollar. Ein Großteil der Kreditforderungen war in Form strukturierter Produkte (so genannte Mortgage Backed Securities) an Finanzinvestoren in aller Welt verkauft worden und fand auf diese Weise auch seinen Weg in die Bilanzen deutscher Kreditinstitute. Hohe Abschreibungen auf die mittlerweile als toxisch bezeichneten Papiere und die Unsicherheit über den Umfang versteckter Risiken in den Bilanzen des Bankensektors gelten heute als Ursache für eine globale Finanzkrise, die ihren Höhepunkt mit dem Zusammenbruch der Investmentbank Lehman Brothers im Herbst 2008 erreichte. Im Verlauf der Krise rutschte die Weltwirtschaft in eine tiefe Rezession, und die US-Wirtschaft schrumpfte allein im ersten Quartal 2009 annualisiert um mehr als 6%, während zur gleichen Zeit monatlich etwa eine halbe Million Amerikaner ihre Jobs verloren. Als dann im Frühjahr auch noch das Preisniveau in den USA spürbar zu sinken begann, lagen die Parallelen zur japanischen Krise auf der Hand. Es bestand die ernste Gefahr ei-

nes Abgleitens der US-Wirtschaft in eine Abwärtsspirale aus fallenden Preisen, sinkendem Konsum und steigender Arbeitslosigkeit.

Bereits im Jahr 2002 skizzierte Bernanke seine Pläne für den Krisenfall

Wie die Fed in einer derartigen Situation verfahren sollte, erläuterte Bernanke bereits Jahre vor seinem Amtsantritt als Notenbankchef. In einer Rede vor dem National Economists Club am 21. November 2002 in Washington D.C. legte er ausführlich dar, mit welchen Mitteln eine Notenbank die Konjunktur stützen und den Kreditfluss wieder in Gang bringen könne, selbst wenn Nachfrage und Preisniveau trotz massiver Zinssenkungen weiter fielen und damit das klassische Instrumentarium der Geldpolitik ausgeschöpft sei.

Klangen damals viele seiner Vorschläge revolutionär, scheinen sie heute eher vertraut. So schlug er vor, die US-Notenbank solle in großem Umfang Staatsanleihen kaufen, um das langfristige Zinsniveau zu senken, das im Gegensatz zu den kurzfristigen Zinsen am Geldmarkt eher schwach auf Leitzinsänderungen reagiert. Denn es sind gerade die langfristigen Zinsen, welche die Finanzierungsbedingungen von Unternehmen und Konsumenten vorrangig bestimmen. Deshalb können Interventionen hier besonders effektiv sein, insbesondere wenn es gilt, die gesamtwirtschaftliche Nachfrage anzukurbeln. Dem gleichen Zweck dient Bernanke zufolge auch die Selbstverpflichtung einer Zentralbank, eine lang anhaltende Nullzinspolitik zu verfolgen. Sofern es gelinge, eine solche Politik glaubhaft zu kommunizieren, könnten die Erwartungen der

Märkte beeinflusst und damit auch die Zinsen lang laufender Anleihen deutlich gesenkt werden.

Dieser Richtschnur folgte die Fed, als sie im März 2009 ein Aufkaufprogramm für Treasury Securities (US-Staatsanleihen) beschloss, das in den folgenden sieben Monaten ein Gesamtvolumen von 300 Mrd. US-Dollar erreichen sollte, und als sie darüber hinaus verkündete, den Leitzins für eine »extended period« praktisch bei null zu belassen. Eine Strategie, die sie in den vergangenen zehn Monaten fortwährend bekräftigte.¹

Ein weiterer Punkt aus Bernankes Rede sollte später noch für Furore sorgen. So schlug er vor, Schuldverschreibungen der staatlichen Hypothekenfinanzierer, so genannte Mortgage Backed Securities (MBS), zu erwerben, um auf diese Weise die für den hoch verschuldeten US-Konsumenten so wichtigen Hypothekenzinsen zu senken. Diese Maßnahme sollte sich im Kampf gegen die Krise als besonders wichtig erweisen. Denn günstige Hypothekenkredite beleben den privaten Konsum ebenso wie die Nachfrage nach Immobilien. Somit wirkt dieses Instrument sowohl gegen eine der wesentlichen Ursachen der Krise, die sinkenden Immobilienpreise, als auch gegen eine ihrer schwerwiegendsten Folgen, den Einbruch der Konsumausgaben, und damit gegen den Wegfall der wichtigsten Stütze der US-Wirtschaft.

Die Angst vor der Inflation wächst

Insgesamt 1,425 Billionen US-Dollar will Bernanke bis März 2010 in Aufkaufprogramme zur Stützung des Hypothekenmarktes investieren – ein Vorhaben, durch das die Bilanz der Fed, die sich seit Ausbruch der Krise bereits auf 2,2 Billionen US-Dollar mehr als verdoppelt hat, weiter anwachsen wird. Diese Entwicklung bereitet vielen Beobachtern Sorge, denn bezahlt werden die Interventionen mit Zentralbankgeld. Hierdurch hat der Bankensektor inzwischen eine Summe von über einer Billion US-Dollar in Form von Sichtguthaben bei der Fed angehäuft. Vor der Krise war dieser Betrag etwa hundertmal geringer – heute übersteigt er sogar den Gesamtwert des umlaufenden Bargeldes.

Diese Einlagen werden von der Fed zurzeit mit 0,25% verzinst, also in Höhe der offiziellen Zielmarke für den Geldmarktzins. Aus Sicht der Banken ist das ein attraktives Geschäft, aber nur weil es ihnen bisher noch an Alternativen fehlt. Wenn der Aufschwung erst einmal Fuß gefasst hat, wird sich diese

Einschätzung wohl sehr bald ändern. Mit der wachsenden Bonität der Schuldner wird auch die Kreditvergabe der Banken wieder zunehmen, und dann könnte eine Billion US-Dollar überschüssiger Liquidität ihren Weg in die Realwirtschaft finden und die Inflation anheizen – ein Szenario, das Ängste schürt.

Anliegen dieses Artikels ist es deshalb, die unkonventionelle Geldpolitik Bernankes näher zu beleuchten, die Maßnahmen der Fed und ihre Auswirkungen auf Wirtschaft und Finanzsystem zu beschreiben und die Risiken, sowohl für das Preisniveau als auch für die Unabhängigkeit der Notenbank, darzulegen.

Ein Blick auf die Notenbankbilanz vor dem Ausbruch der Krise

Während noch vor wenigen Jahren allein die Zinsentscheidungen der Fed im Zentrum der öffentlichen Wahrnehmung standen, rückt heute zunehmend ihre Bilanz in den Fokus des Interesses. Durch Bernankes unkonventionelle Geldpolitik ist deutlich geworden, dass Volumen und Struktur der Notenbankbilanz beträchtliche Spielräume für geldpolitische Interventionen eröffnen, selbst wenn der Leitzins nicht weiter gesenkt werden kann. Dieser Fall war im Dezember 2008 eingetreten, als die Fed ihren Zielkorridor für den Notenbankzins auf eine Bandbreite von 0 bis 0,25% senkte und sich damit nach Meinung einiger Beobachter viel zu schnell jeder weiteren Möglichkeit zur Stützung von Konjunktur und Finanzmärkten beraubte.

Um Bernankes unkonventionelle Geldpolitik zu verstehen, bedarf es einer Auseinandersetzung mit der Entwicklung der Notenbankbilanz. Betrachtet man die Bilanz vor Ausbruch der Krise, zeigt sich ein recht überschaubares Bild (vgl. Tab. 1). Dem umlaufenden Bargeldbestand auf der Passivseite stehen vor allem Treasury Securities (US-Staatsanleihen) auf der Aktivseite gegenüber. Gold- und Devisenreserven spielen für die US-Notenbank hingegen kaum noch eine Rolle. Auch die Guthaben der Finanzinstitute bei der Fed sind unbedeutend. Eine Mindestreservepflicht zwingt die Banken zwar, einen festen Anteil der täglich fälligen Einlagen ihrer Kunden bei der Notenbank zu hinterlegen. Weil auf

¹ Vgl. Statements des Federal Open Market Committee, März bis Dezember 2009, Federal Reserve, Monetary Policy Releases.

**Tab. 1
Bilanzstruktur der US-Notenbank vom 1. August 2007
in Mrd. US-Dollar**

Aktiva		Passiva	
Treasury Securities	791	Banknoten	777
Gold	11	Guthaben der Finanzinstitute	17
Sonstiges	72	Guthaben der Treasury	4
		Sonstiges	42
		Eigenkapital	34

Quelle: Federal Reserve.

Mindestreserven vor Ausbruch der Krise keine Zinsen gezahlt wurden, versuchten die Banken, ihre Einlagen bei der Fed möglichst gering zu halten. Darüber hinaus ist in den USA die Notenbank auch für die Emission von Staatsanleihen für das Finanzministerium (Treasury) verantwortlich, deshalb unterhält neben den Banken und anderen Finanzinstitutionen auch die Treasury ein Konto bei der Fed. Auf dieses Konto fließt auch der Notenbankgewinn, der vor allem aus der Zinsdifferenz der Wertpapiere auf der Aktivseite und dem unverzinsten Bargeld auf der Passivseite entsteht.

Noch bevor die Fed die Leitzinsen praktisch auf null senkte und damit an die Grenzen des konventionellen Instrumentariums einer Notenbank stieß, begann Bernanke bereits mit der Umsetzung seiner unkonventionellen Geldpolitik – mit weit reichenden Auswirkungen auf die Notenbankbilanz. So trug die Fed, zunächst nur über eine Änderung ihrer Bilanzstruktur und später auch über die Ausweitung ihres Bilanzvolumens, maßgeblich dazu bei, den Interbankenmarkt zu stabilisieren und den angeschlagenen Hypothekenmarkt wiederzubeleben.

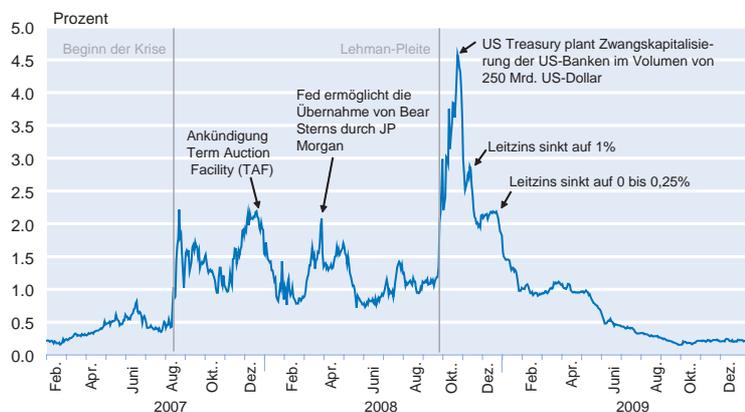
Phase I – die Stabilisierung des Interbankenmarktes

Der Interbankenmarkt gilt als verlässliches »Krisenbarometer«. Denn die Risikoaufschläge, welche die Banken für unbesicherte Transaktionen untereinander erheben, spiegeln einerseits Bewertungsunsicherheiten und versteckte Risiken in den Bilanzen des Bankensektors wider und sind andererseits Gradmesser für das Vertrauen in die Stabilität des gesamten Finanzsystems.

Abbildung 1 zeigt den so genannten TED Spread. Er bemisst die Zinsdifferenz zwischen dem unbesicherten Dreimonatszins am Interbankenmarkt (London Interbank Offered Rate) und vergleichsweise risikolosen Staatspapieren gleicher Laufzeit. Drastische Anstiege der Risikoprämien markieren sowohl den Beginn der Krise im Spätsommer 2007 als auch ihre dramatische Zuspitzung im Herbst 2008.

Aufgrund des wachsenden Misstrauens der Banken untereinander und der steigenden Risikoaufschläge entstand am Interbankenmarkt eine paradoxe Situation. Trotz anhaltender Leitzinssenkungen stieg der Interbankenzins zeitweise deutlich an, weil die Zinssenkungen der Fed durch die steigenden Risikoprämien absorbiert und zeitweise sogar überkompensiert wurden. Damit drohte die Notenbank ih-

Abb. 1
Risikoaufschlag am Interbankenmarkt



Quelle: Reuters; Berechnungen des ifo Instituts.

ren Einfluss auf die Zinsen zu verlieren. Verschärfend kam hinzu, dass trotz der zunehmend angespannten Liquiditätsversorgung kaum eine Bank dazu bereit war, auf die zur Verfügung stehenden Liquiditätshilfen der Notenbank zurückzugreifen.

Eigentlich kommt der Zentralbank innerhalb des Bankensystems die Funktion als »Lender of Last Resort« zu. Das heißt, illiquide aber solvente Banken können über das so genannte Diskont-Fenster jederzeit und in praktisch unbegrenztem Umfang kurzfristige Darlehen abrufen und das zu einem Zinssatz, der für gewöhnlich etwa einen Prozentpunkt über dem aktuellen Leitzins notiert. Obwohl nach Ausbruch der Krise für viele Institute die Nutzung des Diskont-Fensters günstiger als die Finanzierung über den Interbankenmarkt gewesen wäre, zögerten die Banken, von dieser Möglichkeit Gebrauch zu machen, vor allem weil sie das Stigma fürchteten, auf die Unterstützung der Notenbank angewiesen zu sein.

Um die betroffenen Banken dennoch mit der notwendigen Liquidität zu versorgen, führte die Fed im Dezember 2007 die Term Auction Facility (TAF) ein. Dahinter verbirgt sich ein Auktionsverfahren, in dem Kredite mit Laufzeiten von maximal drei Monaten anonym versteigert werden und das aufgrund der sich verschärfenden Finanzierungsbedingungen vieler Banken bereits im Sommer 2008, Monate vor der Lehman-Pleite, ein Volumen von 150 Mrd. US-Dollar erreichte.

Maßnahmen dieser Art, in der Öffentlichkeit häufig als »Flutung der Finanzmärkte mit Notenbankgeld« bezeichnet, führen nicht zwangsläufig zum berühmten »Anwerfen der Notenpresse«. Denn um für das zusätzliche Kreditvolumen Platz in der Bilanz zu schaffen, reduzierte die Fed einfach ihre Bestände an Staatsanleihen mit geringer Laufzeit, so genannter Treasury Bills, indem sie diese auslaufen ließ

oder, wenn nötig, verkaufte. Auf diese Weise konnte die Notenbank ihre Interventionen am Finanzmarkt zunächst weitgehend »bilanzneutral« umsetzen, das heißt, Bilanzvolumen und Geldmenge blieben hiervon unberührt. Gleichzeitig bot sich durch die TAF-Kredite für die Fed eine Möglichkeit, bestimmte Wertpapierklassen wie die in Verruf geratenen Asset Backed Securities (ABS) aufzuwerten, indem man diese anstelle der traditionellen Staatsanleihen verstärkt als Kreditsicherheit akzeptierte. Denn mit dem Verlust an Vertrauen in verbriefte Schuldtitel sahen sich viele Banken mit dem Problem konfrontiert, dass sie kaum noch im Besitz geeigneter Sicherheiten waren, um sich wie gewohnt am Finanzmarkt zu refinanzieren. Aus diesem Grund begann die Fed, wenige Monate nach Einführung von TAF, Staatsanleihen aus ihren eigenen Beständen zu verleihen (vgl. Abb. 2) und im Gegenzug Forderungen und Wertpapiere als Sicherheit anzunehmen, die am Markt kaum noch akzeptiert wurden. Durch diesen Tausch »gut« gegen »schlecht« nahm sie dem Markt die Problempapiere ab, die das Finanzsystem zum Stocken gebracht hatten, allerdings um den Preis, die Risiken nunmehr in den eigenen Büchern zu haben.

Im Fall von Bear Sterns ging die Fed sogar noch weiter. Die US-Investmentbank war bereits in der Anfangsphase der Finanzmarktkrise in Schieflage geraten. Im März 2008 hatte sich ihre Liquiditätssituation so weit verschlechtert, dass ein Kollaps der Bank mit weit reichenden Folgen für ihre Gläubiger und damit für das gesamte US-Bankensystem zu befürchten war. Um einen Bankrott zu verhindern und die zur gleichen Zeit massiv gestiegenen Risikoaufschläge am Interbankenmarkt zu senken, intervenierte die Fed und ermöglichte die Übernahme des Instituts durch den Konkurrenten JP Morgan. Hierzu wurde eine Zweckgesellschaft gegründet, Maiden Lane LLC, in welche die riskantesten Aktiva im Portfolio von Bear Sterns ausgelagert wurden – insgesamt 30 Mrd. US-Dollar. Von den zu

erwartenden Verlusten wird JP Morgan allerdings nur die erste Milliarde selbst tragen müssen, für den Rest wird hingegen die Notenbank und damit der amerikanische Steuerzahler aufkommen (vgl. Abb. 2).

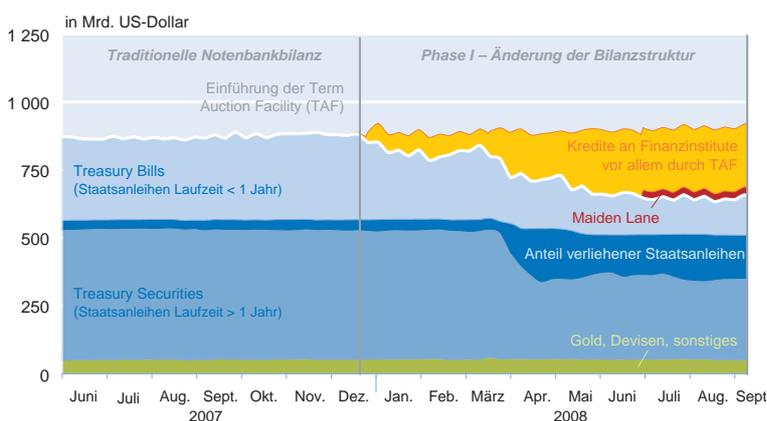
In Deutschland wird dieses Konzept gemeinhin als Bad Bank bezeichnet. Dagegen klingt Maiden Lane weit weniger bedrohlich. Inzwischen wurden noch zwei weitere Konstrukte dieser Art zugunsten des angeschlagenen Versicherers AIG gegründet, Maiden Lane II und III, die zusammen ein Volumen von etwa 40 Mrd. US-Dollar erreichen, hinter denen vorwiegend hoch riskante Subprime- und ABS-Papiere stehen.²

Phase II – Fed kontert Lehman-Pleite durch Bilanzausweitung

Die Entwicklung der Risikoaufschläge am Interbankenmarkt deutet darauf hin, dass Bernankes unkonventionelle Geldpolitik vor allem in der ersten Phase der Finanzmarktkrise seine Wirkung nicht verfehlte (vgl. Abb. 1). Durch eine gezielte Anpassung der eigenen Bilanzstruktur gelang es der Fed, das Finanzsystem mit der notwendigen Liquidität zu versorgen, auch ohne die berüchtigte Notenpresse anzuwerfen. Mit dem Zusammenbruch von Lehman Brothers am 15. September 2008 stieß diese Strategie jedoch an ihre Grenzen. Während bislang eine Umschichtung der Bilanzaktiva ausreichte, um die Hilfsprogramme zu finanzieren, war der wachsende Liquiditätsbedarf infolge der Lehman-Pleite nicht mehr ohne zusätzliche Mittel, also eine Ausweitung der Notenbankbilanz, zu decken.

Die Insolvenz der fünftgrößten³ Investmentbank in den USA hatte eindrücklich gezeigt, dass der Staat nicht dazu bereit war, jedes Institut zu retten. Bis zu diesem Zeitpunkt glaubten sich vor allem die Großbanken in der Sicherheit – allein aufgrund ihrer schieren Größe und der daraus abzuleitenden Systemrelevanz – im Ernstfall vom Staat aufgefangen zu werden. Jedoch wurde mit der Lehman-Pleite ein Präzedenzfall geschaffen, der die Sicherheit des »too big to fail« als trügerisch entlarvte. In der Folge schwand das Vertrauen in die Stabilität der Banken so dramatisch, dass der Risikoaufschlag für unbesichertes Dreimonatsgeld am Interbankenmarkt die Rekordmarke von 4 1/2 Prozentpunkten erreichte. Die Kreditvergabe innerhalb des Bankensektors kam praktisch zum Erliegen.

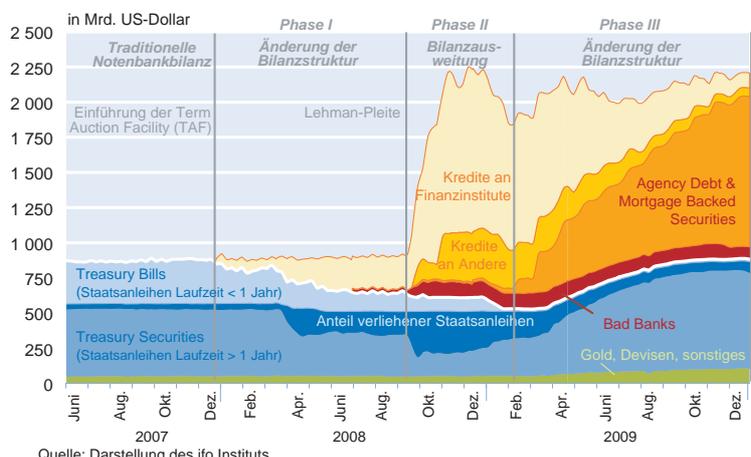
Abb. 2
Entwicklung der Bilanzaktiva der US-Notenbank vor der Lehman-Pleite



Quelle: Darstellung des ifo Instituts.

² Vgl. Federal Reserve System Monthly Report on Credit and Liquidity Programs and the Balance Sheet, November 2009, Board of Governors of the Federal Reserve System.
³ Gemessen am Bilanzvolumen von 2007.

Abb. 3
Entwicklung der Aktivseite der Notenbankbilanz



In dieser Phase zunehmender Verunsicherung galt allein die Zentralbank noch als sicherer Geschäftspartner. Somit stand sie in der Verantwortung, die Lücke zu schließen, die der Ausfall des Interbankenmarktes gerissen hatte. Denn ohne den fortwährenden Liquiditätsausgleich innerhalb eines zum Teil stark spezialisierten Bankensystems erreichen die Gelder von Banken mit überschüssigen Spareinlagen nicht mehr die Institute mit ungedecktem Finanzierungsbedarf, wodurch letztere über kurz oder lang in die Zahlungsunfähigkeit getrieben werden. Deshalb erreichten die neu geschaffenen Faszilitäten und Kreditfenster der US-Notenbank am 31. Dezember 2008 ein Gesamtvolumen von rund 1,5 Billionen US-Dollar (vgl. beige und gelbe Flächen in Abb. 3).

Zu den direkten und indirekten Empfängern dieser Nothilfen zählte dabei nicht nur der heimische Bankensektor. Ein großer Teil der in Abbildung 3 beige dargestellten Kredite an Finanzinstitute beruht auf der stark gestiegenen Auslandsnachfrage nach US-Dollar. Denn trotz der Belastungen des US-Bankensystems gilt die amerikanische Währung bei vielen Anlegern auch weiterhin als sicherer Hafen. Um Verwerfungen an den internationalen Kapitalmärkten vorzubeugen, schloss die Fed zahlreiche Abkommen mit anderen Zentralbanken, so genannte Swap-Linien, und sicherte so die ausreichende Versorgung auch ausländischer Institute mit US-Dollar.

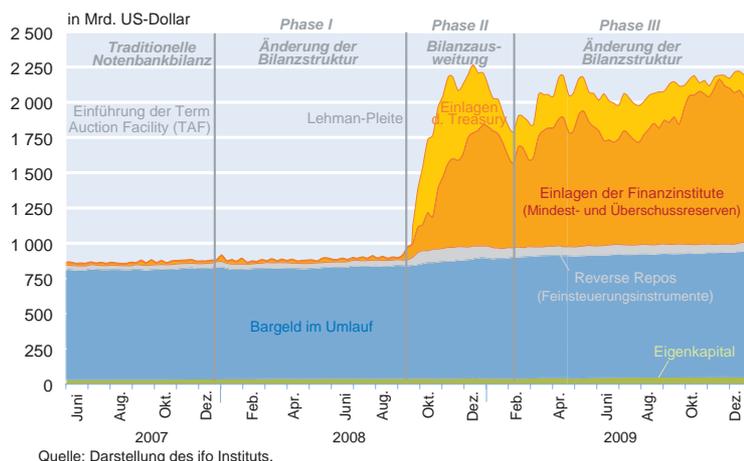
Von den Hilfen der US-Notenbank profitierten auch Nicht-Finanzinstitute. So wurden vor allem die Finanzierungsbedingungen für Unternehmen und für Geldmarktfonds durch zu diesem Zweck neu geschaffene Faszilitäten in Milliardenhöhe zielgerichtet unterstützt (in Abb. 3 gelb dargestellt). Die

massive Ausweitung ihrer Finanzhilfen konnte die Fed jedoch nicht mehr allein durch die Anpassung ihrer Bilanzstruktur kompensieren. Stattdessen sah sie sich gezwungen, ihr Bilanzvolumen mehr als zu verdoppeln.

Was passiert aber, wenn die Notenbank ihre Bilanz derart drastisch ausweitet, um ein Kreditvolumen von 1,5 Billionen US-Dollar zu finanzieren? Abbildung 4 bildet die Entwicklung der Passivseite der Notenbankbilanz ab. Diese wächst im Gleichschritt mit der Aktivseite und bildet die Herkunft der von der US-Notenbank eingesetzten Finanzmittel ab. Die Abbildung zeigt, dass die Fed einen Großteil der für die Bilanzausweitung notwendigen Mittel zunächst vom Finanzministerium, der Treasury, erhalten hat,

die sich ihrerseits am Anleihenmarkt über die zusätzliche Emission kurzfristiger Schuldtitel finanzierte. Diese Form der Unterstützung durch die US-Regierung überstieg schon im Oktober 2008, wenige Wochen nach der Lehman-Pleite, die Marke von 500 Mrd. US-Dollar (gelb dargestellt). Zur gleichen Zeit begann die Fed, Zinsen auf ihre Einlagen zu zahlen, um die Banken mit überschüssiger Liquidität zu veranlassen, diese an die Fed zu verleihen. Dadurch stellte die US-Notenbank die Finanzierung ihrer umfangreichen Liquiditätshilfen sicher (orange dargestellt). Der Liquiditätsfluss nahm also – anders als in normalen Zeiten – den Umweg über die Fed, weil die Banken nicht mehr bereit waren, sich direkt untereinander Geld zu verleihen. Damit übernahm die Notenbank weitgehend die Funktion des zusammengebrochenen Interbankenmarktes. Wiederum nahm sie dadurch die Risiken in Kauf, welche die Banken nicht mehr akzeptieren wollten.

Abb. 4
Entwicklung der Passivseite der Notenbankbilanz

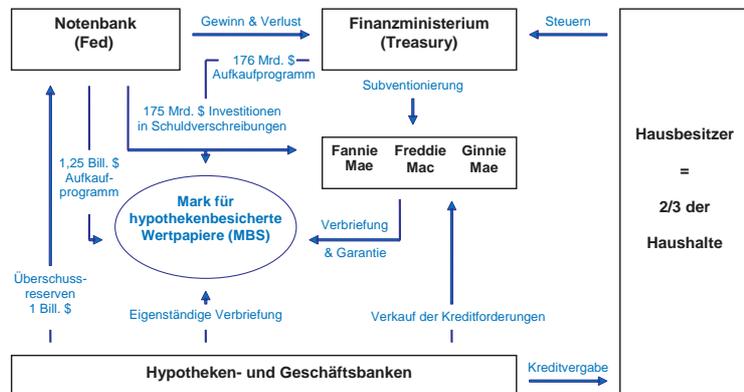


Phase III – Intervention am Hypothekenmarkt

Erst nach dem Jahreswechsel 2008/09 ging das Bilanzvolumen der Fed wieder leicht zurück. Nachdem die größten US-Banken vom Staat »zwangskapitalisiert« worden waren und Staats- und Regierungschefs rund um den Globus weit reichende Garantien für Institute und Sparer verkündet hatten, begann auch die Nachfrage nach den neuen Kreditfazilitäten zu sinken (vgl. die beige und gelben Flächen in Abb. 3). Mit der Beruhigung der Finanzmärkte im Frühjahr 2009 trat die Fed in eine neue Interventionsphase ein. Sie nutzte den finanziellen Spielraum, der sich durch den Rückgang des Liquiditätsbedarfs des Bankensystems eröffnete, und initiierte groß angelegte Aufkaufprogramme für US-Staatsanleihen (300 Mrd. US-Dollar) sowie für Wertpapiere der staatsnahen Hypothekenfinanzierer (1 425 Mrd. US-Dollar) Fannie Mae, Freddie Mac und Ginnie Mae (in Abb. 3 orange dargestellt). Durch diese erneute Umstellung der Bilanzstruktur wurde die Nachfrage nach festverzinslichen Wertpapieren beflügelt, wodurch deren Kurse anzogen und ihre effektive Verzinsung zurückging. Somit konnte das Zinsniveau vor allem am Hypothekenmarkt deutlich gedrückt werden. Aufgrund von Portfolioeffekten wirkten sich die Aufkaufprogramme jedoch nicht nur auf die Hypothekenzinsen aus, sondern beeinflussten das langfristige Zinsniveau über viele Anlageklassen hinweg und senkten so die Finanzierungskosten von Unternehmen und Konsumenten auf breiter Front.

Wichtiger als die Senkung des langfristigen Zinsniveaus ist allerdings die Wirkung der Aufkaufprogramme auf die Vergabe neuer Hypothekenkredite. Denn ohne einen funktionsfähigen Sekundärmarkt, der den Hypothekenbanken einen Weiterverkauf ihrer Kreditforderungen an Finanzinvestoren ermöglicht, würde die Vergabe neuer Kredite ins Stocken geraten. In den USA bleibt nämlich nur ein geringer Teil der Hypothekenkredite in den Bilanzen der Banken. Denn um beständig am Abschluss neuer Kreditverträge verdienen zu können, wird der größte Teil der Kreditforderungen verkauft, vor allem an die staatsnahen Hypothekenfinanzierer Fannie Mae und Freddie Mac (vgl. Abb. 5). Diese fassen die Einzelforderungen zu großen Pools zusammen, deren Anteile sie als hypothekenbesicherte Wertpapiere (MBS) an Pensionskassen und Finanzinvestoren aus aller Welt verkaufen. Die Zins- und Tilgungszahlungen werden dabei nicht nur durch die Hypotheken auf das Immobilienvermögen der Schuldner gedeckt, sondern im Falle der staatsnahen Hypothekenfinanzierer in der Regel zusätzlich vom Emittenten garantiert. So beläuft sich das von Fannie Mae und Freddie Mac verbriefte sowie versicherte oder garantierte Kreditvolumen derzeit auf rund 4,5 Billionen US-

Abb. 5
Schematische Darstellung staatlicher Eingriffe in den Markt für hypothekenbesicherte Wertpapiere (MBS)



Quelle: Darstellung des ifo Instituts.

Dollar. Hinzu kommt ein Kreditvolumen von weiteren 550 Mrd. US-Dollar in ihren eigenen Portfolios. Aufgrund dieses umfangreichen Engagements wurden die beiden Hypothekenfinanzierer von der Immobilienkrise besonders hart getroffen und hätten die Finanzmarktkrise ohne staatliche Hilfen wohl kaum überstanden.⁴

Der neben den staatsnahen Hypothekenfinanzierern existierende private Verbriefungsmarkt ist indes fast gänzlich zum Erliegen gekommen. Strukturierte Produkte und verbriefte Forderungen auf Immobilienkredite, denen die Staatsgarantie fehlt, finden derzeit kaum noch Abnehmer. Gleichzeitig stehen die Banken unter starkem Druck, ihre Bilanzen zu konsolidieren, und scheuen aus diesem Grund die Aufnahme neuer Kredite in das eigene Portfolio. Rechnet man die Marktanteile des staatseigenen Hypothekenfinanzierers Ginnie Mae hinzu, werden deshalb zurzeit 95% der im Rahmen der Kreditneuvergabe entstehenden Forderungen durch die staatlich kontrollierten Hypothekenfinanzierer erworben und verbrieft.

Die Stabilisierung des Hypotheken- und damit auch des Immobilienmarktes ist also auf ein koordiniertes Eingreifen von Regierung und Notenbank zurückzuführen. Während die Regierung das Bestehen der Hypothekenfinanzierer sichert, indem sie weitgehend für deren Verluste aufkommt, erwirbt die Notenbank die von ihnen emittierten Wertpapiere (vgl. Abb. 5).⁵

Ob der Kapitalmarkt in seiner derzeitigen Verfassung auch ohne die Aufkaufprogramme der Notenbank dazu in der La-

⁴ Das Congressional Budget Office (CBO) schätzte im August vergangenen Jahres die Kosten der Verstaatlichung von Fannie Mae und Freddie Mac auf 291 Mrd. US-Dollar.

⁵ In Ergänzung zu den Maßnahmen der Fed hat auch die Treasury ein Aufkaufprogramm für MBS initiiert, dessen Volumen sich derzeit auf 176 Mrd. US-Dollar beläuft.

ge wäre, den beständigen Zufluss dieser Wertpapiere aufzunehmen, ist fraglich. Käme es zu gravierenden Kursrückgängen in diesem Segment, würde die Zinslast vieler Hypothekenschuldner steigen. Durch die von der Fed zusätzlich generierte Nachfrage nach hypothekenbesicherten Wertpapieren in Höhe von 1,25 Billionen US-Dollar sowie durch ihre Investitionen in Schuldverschreibungen der staatlichen Hypothekenfinanzierer in Höhe von 175 Mrd. US-Dollar stützt die Notenbank deshalb in erster Linie die Kurse der betroffenen Wertpapiere. Denn steigende Wertpapierkurse bedeuten ein Absinken ihrer effektiven Verzinsung. Ein niedrigeres Zinsniveau am Sekundärmarkt für Hypothekenkredite senkt wiederum die Refinanzierungskosten der Hypothekenbanken und führt somit zu sinkenden Hypothekenzinsen und damit zur Entlastung der Schuldner. Allerdings wird hierdurch auch privates Kapital aus dem Markt gedrängt, das sich dann vermeintlich attraktiveren Anlageformen zuwendet. Dieser Portfolioeffekt dürfte im vergangenen Jahr zur dynamischen Entwicklung der Aktienmärkte beigetragen haben.

Der Exit

Angesichts der zunehmenden Anzeichen einer konjunkturellen Wende in den USA mehren sich auch die Stimmen, die einen schnellen Ausstieg der US-Notenbank aus ihren umfangreichen Stützungsprogrammen fordern. Denn sollte sich der in der empirischen Literatur vielfach belegte langfristige Zusammenhang zwischen Geldmenge und Preisniveau als stabil erweisen, werden sich die Überschussreserven des Bankensektors früher oder später in einem Anstieg der Geldmenge und schließlich des Preisniveaus niederschlagen.

Während die Stabilisierung der internationalen Finanzmärkte die Nachfrage nach den Kreditprogrammen der US-Notenbank bereits versiegen lässt, könnte sich vor allem der Ausstieg aus den Wertpapierkäufen als problematisch erweisen. Würde die Fed ihren Wertpapierbestand in einem präventiven Schritt zur Eindämmung der Inflationsgefahren überstürzt verkaufen, könnte sich der zuvor erzielte expansive Effekt ins Gegenteil verkehren. Der Hypothekenmarkt würde belastet, die Kreditvergabe gebremst, und der erhoffte Aufschwung könnte im Keim ersticken. Aus diesem Grund ist der politische Druck groß, den eingeschlagenen expansiven Kurs nicht vorschnell zu verlassen, insbesondere weil sich die Arbeitslosenquote mit rund 10% weiterhin auf Rekordniveau befindet. Zudem endet Bernankes Amtszeit am 31. Januar 2010. Zwar hat er die Rückendeckung des US-Präsidenten für eine zweite Amtszeit bereits erhalten, noch fehlt ihm aber die Bestätigung durch den Kongress. Es gibt also gute Gründe, die gegen einen schnellen Verkauf der Wertpapiere sprechen.

Neben dem Wertpapierverkauf verfügt die Fed noch über eine Reihe von Alternativen, um die Überschussreserven des Bankensektors effizient zu neutralisieren. Bereits seit Einführung der Stützungsprogramme verweist die US-Notenbank auf die Möglichkeit, die Verzinsung auf ihre Einlagen gemäß den Erfordernissen zu erhöhen, um ein Abfließen in den Kreditkreislauf zu verhindern. Im Ergebnis unterscheidet sich diese Methode aber kaum von einem Verkauf der Wertpapiere. Das Zinsniveau würde gleichfalls steigen, und die konjunkturelle Erholung würde gebremst.

Eine weitere Möglichkeit, den Wertpapierbestand der Fed zu finanzieren und den Anstieg der Geldmenge zumindest hinauszuzögern, besteht in einer Umwandlung der täglich abrufbaren Guthaben der Banken in lang laufende Forderungen. Schon im vergangenen Jahr bereitete die US-Notenbank die Finanzmärkte darauf vor, ein bisher vor allem zur Feinsteuerung der Geldmarktzinsen eingesetztes Instrument zukünftig auch in großem Umfang zur Refinanzierung einzusetzen. Hinter den als »reverse repos« bezeichneten Pensionsgeschäften verbirgt sich im Grunde ein durch Wertpapiere besicherter Kredit, durch den sich die Notenbank bei Banken und anderen privaten Institutionen verschulden kann.

In die gleiche Richtung zielt die Ende Dezember von der Fed angekündigte »term deposit facility«. Im Rahmen der neuen Faszilität sollen Termineinlagen von der Notenbank versteigert werden. Somit zeichnet sich ab, dass die Fed sich zumindest die Möglichkeit offen halten will, die erworbenen Wertpapiere auf längere Zeit zu halten.

Letztendlich dürfte sich der Ausstieg aus der unkonventionellen Geldpolitik als fein abgestimmte Mischung aller zur Verfügung stehenden Möglichkeiten und damit als vorsichtiger Kompromiss erweisen. Ein Verkauf der über die Stützungsprogramme erworbenen Wertpapiere wird über kurz oder lang stattfinden. Dabei ist zu erwarten, dass die Notenbank ihre Verkaufsstrategie frühzeitig kommuniziert und transparent gestaltet. Um den Aufschwung nicht zu gefährden, wird sie ihre Bilanz eher zögerlich in Richtung ihres Vorkrisenniveaus zurückführen. Dabei wird sie versuchen, dem Abfluss der Überschussreserven durch Wertpapierverkäufe und verschiedene Formen der termingebundenen Kreditaufnahme zu kompensieren.

Fazit

Durch eine Vielzahl unkonventioneller geldpolitischer Maßnahmen ist es der US-Notenbank gelungen, einen Zusammenbruch der Finanzmärkte zu verhindern und so entscheidend zur Stabilisierung der Konjunktur beizutragen. Daher erscheint die Strategie der Fed aus der aktuellen Perspektive alternativlos. Die Lage bleibt aber unübersichtlich. Ins-

besondere ist unklar, wann der Immobilienmarkt, der derzeit fast vollständig von staatlicher Unterstützung abhängt, wieder privatwirtschaftlich funktionieren kann. Zudem ist eine nachhaltige Wirtschaftserholung ohne den Abbau der für die Krise mitverantwortlichen Ungleichgewichte kaum vorstellbar. Dazu ist es jedoch unerlässlich, dass die privaten Haushalte ihre Verschuldung abbauen – also gerade nicht so viele Hypotheken aufnehmen wie bisher. Die Eingriffe des Staates könnten also weiter bestehenden Anpassungsbedarf verdecken.

Auch lässt sich derzeit kaum absehen, mit welchen Verlusten die Fed ihr Experiment abschließen wird. Faktisch fungiert sie momentan als Bad Bank, indem sie die Ausfallrisiken der von ihr akzeptierten Wertpapiere und der von ihr begebenen Kredite trägt, die dem Markt als zu unwägbar erschienen. Da die Fehlbeträge der US-Notenbank letztlich vom Steuerzahler zu begleichen sind, droht ihr von politischer Seite Ungemach, denn Steuererhöhungen zur Bezahlung von Schrottpapieren könnten nicht nur konjunkturell bremsen, sie dürften vor allem äußerst unpopulär sein.

Ob die Krisenpolitik der Fed zu einem deutlichen Anstieg der Inflationsrate führen wird, hängt von der Geschwindigkeit des Ausstiegs ab. Damit unterscheidet sich die aktuelle Situation nicht grundsätzlich von der Vergangenheit. Die Stabilität des Preisniveaus ist vor allem dann gefährdet, wenn sich die Notenbank zu sehr nach dem politischen Wind richtet. Und dieser weht angesichts der Rekordniveaus von Staatsverschuldung und Arbeitslosigkeit besonders stark in Richtung Expansion. Deshalb ist abzuwarten, ob Bernanke beim Ausstieg aus seiner unkonventionellen Geldpolitik die gleiche Entschlossenheit an den Tag legen wird, wie zuvor im Kampf gegen die Krise.

Kapitel 4

Ifo Konjunkturtest

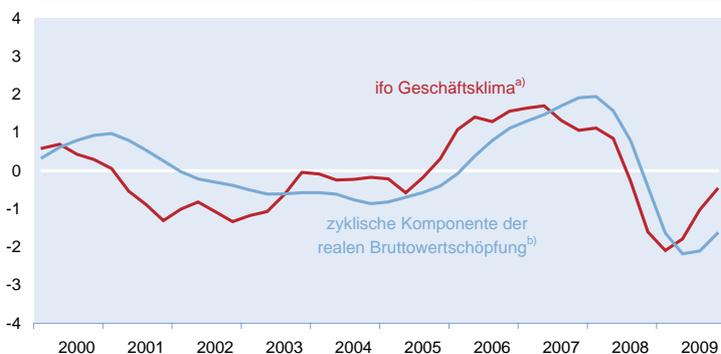
Das ifo Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft ist seit vielen Jahren der wichtigste Frühindikator für die konjunkturelle Entwicklung in Deutschland. Insbesondere die Geschäftslageurteile und die Geschäftserwartungen – aus denen sich das ifo Geschäftsklima zusammensetzt – werden intensiv zur Konjunkturanalyse genutzt. Im folgenden Beitrag wird gezeigt, dass das Geschäftsklima nicht nur ein Frühindikator für die Konjunkturkomponente der Produktionsentwicklung in der gewerblichen Wirtschaft ist, sondern zugleich auch die zyklische Ertragsituation der Unternehmen abbildet. Zudem wird mit Hilfe der Hauptkomponentenanalyse ein Gesamtindikator konstruiert, dessen Korrelation mit dem ifo Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft sehr hoch ist.

Das ifo Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft ist ein besonders zuverlässiger Frühindikator für die konjunkturelle Entwicklung in Deutschland. Das Geschäftsklima basiert auf ca. 7 000 monatlichen Meldungen von Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes, des Bauhauptgewerbes, des Großhandels und des Einzelhandels. Rund 40% der gesamten Bruttowertschöpfung in Deutschland erwirtschaften diese vier Sektoren. Das Geschäftsklima wird als Mittelwert der beiden Komponenten »Geschäftslage« und »Geschäftserwartungen für die nächsten sechs Monate« berechnet. Die beiden Klimakomponenten spiegeln die gegenwärtige Situation (die Geschäftslage ist gut/befriedigend/schlecht) und die Aussichten (die Geschäftslage wird eher günstiger/etwa gleich bleiben/eher ungünstiger) der befragten Unternehmen wider. Ausgangspunkt für den Ansatz, die Informationen über die Geschäftsbeurteilung und die Geschäftserwartungen zu einem Aggregat, dem Geschäftsklima, zusammenzufassen, war die Einschätzung, dass beide Variablen zusammen das konjunkturelle Klima besser widerspiegeln als jede allein. Denn die Beurteilung der derzeitigen Geschäftslage sollte durch die Erwartungen der Unternehmen über die künftige Entwicklung ergänzt werden, um die konjunkturellen Kräfte richtig zu erfassen. Umgekehrt sollte jede Beobachtung der Geschäftserwartungen um die Einschätzung der aktuellen Situation erweitert werden (vgl. Strigel 1971). In zahlreichen Untersuchungen wurde festgestellt, dass das ifo Geschäftsklima starke Zusammenhänge mit Referenzreihen aus der amtlichen Statistik aufweist (vgl. z.B. Abberger 2006 sowie Abberger und Nierhaus 2007).

So lässt sich zeigen, dass das ifo Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft ein sehr guter Frühindikator für die zyklische Produktionsentwicklung in diesem Sektor ist. In diesem Beitrag wird als Referenzreihe auf die reale Bruttowertschöpfung (BWS) fokussiert, die sich als Aggregat aus den sektoralen BWS der vier Wirtschaftsbereiche Industrie, Bau, Groß- und Einzelhandel ergibt. Die Bruttowertschöpfung, die aus volkswirtschaftlichem Blickwinkel die zentrale Kennzahl für die Leistung eines Wirtschaftsbereichs darstellt, folgt aus dem sektoralen Produktionswert durch Abzug der Vorleistungen (intermediärer Verbrauch). Für einen direkten Vergleich mit dem nicht-trendbehafteten Geschäftsklima muss die BWS saison- und trendbereinigt werden. Für die Saisonbereinigung wird das amtliche Census X-12-ARIMA Verfahren benützt. Zur Trendbereinigung wird der Hodrick-Prescott-Filter mit dem für Quartalsdaten üblichen Parameterwert $\lambda = 1\,600$ herangezogen.¹ Die so ermittelte zyklische Komponente der BWS enthält allerdings noch hochfrequente Reihenbestandteile (Irregularitäten), die das zyklische Signal verwischen können. Diese werden hier durch eine zusätzliche HP-Filterung mit dem Parameterwert $\lambda = 1$ ausgeschaltet. Der HP-Filter wird damit als Bandpass-Filter eingesetzt (vgl. Artis, Marcellino und Proietti 2003). Alle Berechnungen werden für den Zeitraum Q1/2000 bis Q4/2009 durchgeführt, für

¹ Der Hodrick-Prescott-Filter bestimmt den Trendverlauf so, dass einerseits der geschätzte Trend nicht zu weit von der beobachteten Zeitreihe abweichen darf und dass andererseits der Trendverlauf »glatt« sein soll. Über den Parameter λ wird die Glattheit des HP-Trends aprioristisch gesteuert. Bei $\lambda = 0$ ergibt sich als Trend die Originalreihe, bei λ gegen »unendlich« ein linearer Trend.

Abb. 1
ifo Geschäftsklima und reale Bruttowertschöpfung in der gewerblichen Wirtschaft



^{a)} Standardisierte Werte.

^{b)} Gefiltert mit dem Hodrick-Prescott-Filter, standardisierte Werte.

Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Konjunkturtest; Berechnungen des ifo Instituts.

den derzeit auf Vierteljahresbasis vollständige Datensätze vorliegen.

Abbildung 1 zeigt, dass der Verlauf der beiden Zeitreihen im Untersuchungszeitraum recht ähnlich ist; es manifestiert sich ein enger Zusammenhang. Am aktuellen Rand offenbart sich in beiden Zeitreihen eine deutliche Aufwärtstendenz. Weiterhin wird sichtbar, dass das ifo Geschäftsklima der zyklischen Komponente der realen Bruttowertschöpfung vorausleitet und Wendepunkte frühzeitig signalisiert. Der engste Zusammenhang – gemessen an der maximalen Kreuzkorrelation – ergibt sich bei einem Vorlauf der Geschäftsklimareihe von einem Quartal; der Korrelationskoeffizient beträgt hier 0,85. Die Abbildung macht aber auch sichtbar, dass die von den Unternehmen abgegebenen Urteile nicht nur auf die Produktionsentwicklung abstellen, sondern auch noch von anderen Einflussgrößen bestimmt werden. So zeigen sich in der Geschäftsklimareihe für den Zeitraum 2002 bis 2005 temporäre Ausschläge nach oben, die in der zyklischen Komponente der realen Bruttowertschöpfung nicht bzw. nur schwach ausgeprägt zu beobachten sind.

A priori ist unbekannt, welche Faktoren und Hintergründe den Unternehmen als Grundlage zur Beantwortung der monatlichen Konjunkturumfragen dienen. Denn die beiden Fragen, wie die Unternehmen ihre aktuelle Geschäftslage beurteilen und wie sich die Geschäftslage in den kommenden sechs Monaten verändern wird, sind im Test bewusst unscharf gehalten. Durch diese Art der Fragestellung wird ein hohes Maß an Flexibilität erreicht, da die Unternehmen die für sie relevanten Faktoren wählen können. Die Bestimmungsründe dürften zwischen Wirtschaftssektoren und Branchen variieren. Eine Sonderumfrage, die das ifo Institut im Frühjahr 2009 bei den Teilnehmern des ifo Konjunkturtests im *Handel* diesbezüglich durchführte (*»Test des Tests«*), ergab, dass für die Beurteilung der aktuellen Ge-

schäftslage und für die Geschäftserwartungen neben der *Umsatzentwicklung* vor allem die *Ertragssituation* relevant ist. Damit wurde zugleich eine frühere Untersuchung für das *Verarbeitenden Gewerbe* bestätigt, nach der die Urteile zur Geschäftslage als guter Indikator für die Ertragslage gelten können (vgl. Abberger, Birnbrich und Seiler 2009).

Die Ertragssituation wird in der Indikatorenforschung im Allgemeinen als sehr guter, feinfühler vorlaufender Konjunkturindikator klassifiziert (vgl. etwa Lahiri und Moore 1991). Ein gängiges Muster in der Indikatorenforschung (vgl. Zarnowitz 1992, 42) ist, dass die Kostenseite unter anderem von der Arbeitsmarktsituation und der (gesamtwirtschaftlichen) Kapazitätsauslastung beeinflusst wird. So tendieren in der Spätphase

eines Aufschwungs die Kosten dazu, schneller zu steigen als die Absatzpreise. Die Folge ist, dass die Gewinnmargen, bzw. die Erwartungen darüber, schrumpfen und die Unternehmen beginnen, Investitionsplanungen einzufrieren oder zu kürzen, noch bevor die Nachfrage sinkt. Umgekehrt stabilisieren Unternehmen in der Spätphase eines Abschwungs ihre Ertragssituation über kostendämpfende Rationalisierungsmaßnahmen. Zudem steigen im beginnenden Aufschwung die Lohnkosten aufgrund der schlechten Arbeitsmarktlage und der Mobilisierung von Produktivitätsreserven nur schwach. Zeitnah ist die Ertragssituation von Unternehmen jedoch über Indikatoren nur schwer abzugreifen. Zarnowitz (1992, 321) schreibt: »Important studies of business cycles ascribe a major role to profits; also, there is evidence of a strong tendency for total corporate profits to lead. But few concepts are more difficult to measure than profits in a true economic sense.«

Für eine empirische Überprüfung, ob und wie stark die Ertragssituation der Unternehmen in der gewerblichen Wirtschaft mit dem ifo Geschäftsklima korreliert ist, können auf der Zeitreihenebene die vierteljährlichen *Sektorkonten* des Statistischen Bundesamts herangezogen werden (vgl. Statistisches Bundesamt 2010).² Die Sektorkonten sind ein wesentlicher Teil der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen. Sie geben Auskunft über die wichtigsten Transaktionen zwischen den Sektoren *gesamte Volkswirtschaft*, *nichtfinanzielle* und *finanzielle Kapitalgesellschaften*, *private Haushalte* (einschließlich privater Organisationen ohne Erwerbszweck), *Staat* sowie *übrige Welt*. Die EU-weit harmonisierte vierteljährliche Sektorrechnung, die in Deutschland erstmals im

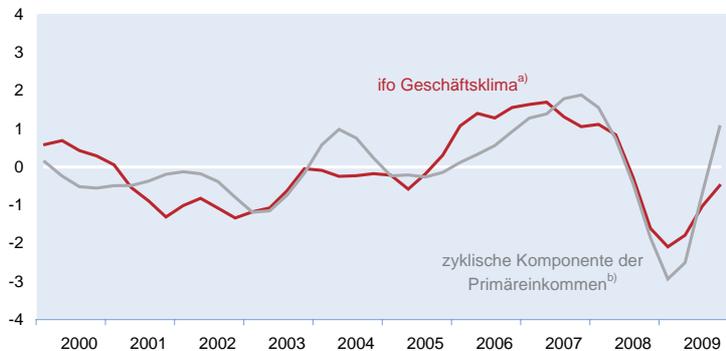
² Grundlage für die Erstellung von vierteljährlichen nichtfinanziellen Sektorkonten ist die Verordnung (EG) Nr. 1161/2005 des Europäischen Parlaments und des Rates vom 6. Juli 2005. Die erstmalige Veröffentlichung von vierteljährlichen EU-Sektorkonten durch Eurostat und Euroraumkonten durch die Europäische Zentralbank erfolgte am 1. Juni 2007 (Statistisches Bundesamt 2008).

Jahr 2007 veröffentlicht wurde, bietet einen umfassenden Rahmen zur Ergänzung und Kombination von Daten aus anderen konjunkturrelevanten Statistiken (Hertkorn et al. 2008). In empirischen Studien wurde diese noch junge Statistik bisher jedoch kaum verwendet. Weil es bei den unterjährigen Sektorergebnissen aufgrund statistischer Schätzunsicherheiten am aktuellen Rand mitunter zu deutlichen Revisionen kommen kann, werden vierteljährliche Aggregate vom Statistischen Bundesamt bisher nur für Jahre veröffentlicht, für die es abgeschlossene Jahresergebnisse gibt. Aktuell werden Ergebnisse bis zum vierten Quartal 2009 ausgewiesen.

In der amtlichen Sektorrechnung finden sich u.a. detaillierte Angaben zu den *Primäreinkommen* der finanziellen bzw. nichtfinanziellen Kapitalgesellschaften. Zu den Primäreinkommen zählen die im Inland entstandenen Betriebsüberschüsse zuzüglich der empfangenen Vermögenseinkommen (Zinsen, Ausschüttungen, reinvestierte Gewinne, Vermögenseinkommen aus Versicherungsverträgen sowie Pachteinkommen) abzüglich der geleisteten Vermögenseinkommen (einschließlich der geleisteten Ausschüttungen und Gewinnentnahmen).³ Als Proxi für die Einkommen in der *gewerblichen Wirtschaft* werden in dieser Studie die Sektorergebnisse für *nichtfinanziellen Kapitalgesellschaften* herangezogen, die allerdings auch noch Einkommen von Dienstleistungsunternehmen enthalten können (nicht jedoch von Banken und Versicherungen, die zu den *finanziellen Kapitalgesellschaften* gezählt werden). Für die Gegenüberstellung mit dem stationären ifo Geschäftsklima sind auch die Unternehmens-einkommen von allen nichtzyklischen Bestandteilen bereinigt worden, wobei die gleiche Methodik wie bei der BWS verwendet wurde.

Abbildung 2 präsentiert den Zusammenhang zwischen dem ifo Geschäftsklima in der gewerblichen Wirtschaft und der zyklischen Komponente der hier erwirtschafteten Primäreinkommen der Unternehmen. Über alle Datenpunkte hinweg gerechnet zeigt das Kreuzkorrelogramm im Durchschnitt Koinzidenz, der maximale Korrelationskoeffizient für die beiden Reihen wird bei Gleichlauf erreicht und beträgt 0,78. Ein Test (vgl. Banerji 1999) für die Nullhypothese, dass das ifo Geschäftsklima an den *Wendepunkten* einen Vorlauf von 0 Quartalen gegenüber den Gewinneinkommen besitzt (also gleichlaufend ist) gegen die einseitige Alternativhypothese, dass der Vorlauf größer als 0 Quartale ist (das Geschäftsklima also ein vorlaufender Indika-

Abb. 2
ifo Geschäftsklima und Primäreinkommen der Unternehmen in der gewerblichen Wirtschaft



a) Standardisierte Werte.
b) Zweiseitig gefiltert mit dem Hodrick-Prescott-Filter, standardisierte Werte.

Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Konjunkturtest; Berechnungen des ifo Instituts.

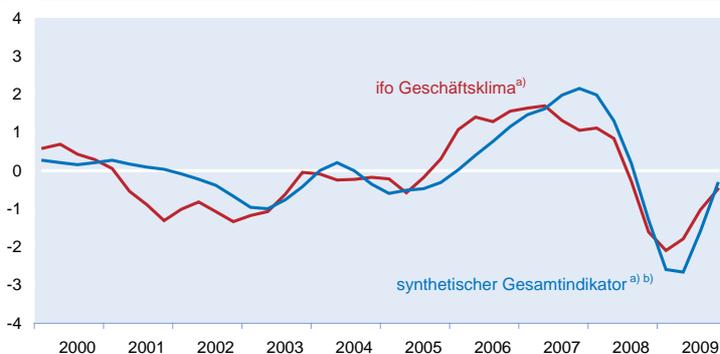
tor ist), führt jedoch zu einem p-Wert für Ablehnung von 0,953.⁴ Damit kann trotz der bislang geringen Zahl an Wendepunkten in den Zeitreihen die Nullhypothese zugunsten der Alternativhypothese zum Signifikanzniveau 0,1 (und 0,05) verworfen werden. Das ifo Geschäftsklima kann demnach hinsichtlich der Wendepunkte im Konjunkturzyklus als vorlaufender Indikator gegenüber der zyklischen Komponente der Unternehmens-einkommen in der gewerblichen Wirtschaft klassifiziert werden.

Die Erfahrungen über das Antwortverhalten der Unternehmer zur Frage nach der Geschäftslage legen nahe, aus den zyklischen Komponenten der realen Bruttowertschöpfung bzw. der Primäreinkommen der Unternehmen einen *Gesamtindikator* für die konjunkturelle Entwicklung in der gewerblichen Wirtschaft zu konstruieren und diesen dem ifo Geschäftsklima gegenüberzustellen. Denn in die Bewertung der Unternehmer gehen sowohl Einschätzungen zur eigenen Ertragssituation als auch zur Wertschöpfung oder Nachfrage ein. Daher werden die beiden Referenzreihen Bruttowertschöpfung und Primäreinkommen zu einer neuen künstlichen Vergleichszeitreihe kombiniert. Für die Gewichtung der beiden Einzelreihen wird die sog. Hauptkomponentenanalyse (»principal component analysis«) verwendet. Mit Hilfe der Hauptkomponentenanalyse kann eine größere Zahl von möglicherweise miteinander korrelierten Indikatoren auf eine kleinere Zahl von unkorrelierten Indikatoren verdichtet werden, die Hauptkomponenten genannt werden. Die Hauptkomponenten, die Linearkombinationen der analysierten Indikatoren sind, werden nach absteigenden Anteilen an der Gesamtvarianz angeordnet. Auf die erste Hauptkompo-

³ Von den *Unternehmensgewinnen* in VGR-Abgrenzung unterscheiden sich die *Primäreinkommen* durch die Abzugspositionen *Ausschüttungen und Entnahmen* sowie *reinvestierte Gewinne an die übrige Welt*.

⁴ Der Banerji-Test ist ein nichtparametrisches Schätzverfahren, das auch für eine relativ kleine Zahl von Wendepunkten geeignet ist. Für die Wendepunktsdatierung (nach Harding und Pagan) und den Banerji-Test wurden die ökonometrischen Softwaretools Grocer (Version 1.42) und Scilab (Version 5.2.2) benutzt. Grocer kann unter <http://dubois.ensae.net/grocer.html> bezogen werden und ist eine Kontribution zum Programmpaket Scilab (<http://scilab.org>).

Abb. 3
ifo Geschäftsklima und synthetischer Gesamtindikator für die gewerbliche Wirtschaft



^{a)} Standardisierte Werte. ^{b)} Ermittelt durch eine Hauptkomponentenanalyse der beiden Zeitreihen reale Bruttowertschöpfung und Primäreinkommen der Unternehmen in der gewerblichen Wirtschaft.

Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Konjunkturtest; Berechnungen des ifo Instituts.

nente entfällt deshalb stets der größte Varianzanteil. Mathematisch betrachtet ist die Hauptkomponentenanalyse einer Eigenwertzerlegung der Kovarianz- bzw. der Korrelationsmatrix der betrachteten Indikatoren. Durch die Eigenvektoren (Komponentenladungen) wird das Gewicht der Indikatoren in den Hauptkomponenten bestimmt, die Eigenwerte indizieren die Varianz, die durch die jeweilig korrespondierende Hauptkomponente erklärt wird.

Abbildung 3 zeigt, dass ein mittels Hauptkomponentenanalyse konstruierter Gesamtindikator bereits rein optisch sehr gut den Verlauf des ifo Geschäftsklimas nachzuzeichnen vermag. Die beiden Eingangsreihen haben im Gesamtindikator ein Gewicht von jeweils exakt 50%. Der Gesamtindikator erklärt rund 80% der Gesamtvarianz der Eingangsreihen. Der engste Zusammenhang – gemessen am Maximum des Korrelationskoeffizienten – ergibt sich bei einem Vorlauf der Geschäftsklimareihe von einem Quartal; die Korrelation beträgt 0,87. Recht deutlich spiegelt der Gesamtindikator – wie auch das ifo Geschäftsklima – die konjunkturelle Besserung der Jahre 2003/2004 wider, die allerdings nicht auf eine zyklische Beschleunigung der Produktion, sondern auf zyklisch steigende Gewinn- und Vermögenseinkommen zurückzuführen ist. Der temporäre Anstieg der Primäreinkommen im Jahr 2002 wird dagegen nur vom Geschäftsklima indiziert. Der Gesamtindikator sinkt in diesem Jahr dagegen leicht, weil die leichte Besserung der Ertragslage durch einen Rückgang der Produktion überkompensiert wird.

Fazit

Das ifo Geschäftsklima in der gewerblichen Wirtschaft ist ein Indikator, der aus den Ergebnissen der monatlichen Unternehmensbefragungen des ifo Instituts berechnet wird. Die hier vorgestellten Ergebnisse zeigen, dass das Geschäfts-

klima und seine beiden Teilindikatoren Geschäftslage und Geschäftserwartungen zu einem beträchtlichen Teil durch zwei Faktoren beeinflusst werden: Zum einen ist das Geschäftsklima stark mit der Wertschöpfung der Unternehmen in der gewerblichen Wirtschaft korreliert. Dieser Faktor repräsentiert koinzident die Konjunktur. Zum anderen spielen die Unternehmenserträge, gemessen an den Betriebsüberschüssen einschließlich der per saldo empfangenen Vermögenseinkommen, eine wichtige Rolle. Die Ertragslage wird in der Indikatorenforschung traditionell als vorlaufender Konjunkturindikator klassifiziert. Die Mischung der beiden Einflussfaktoren Produktion und Ertragsituation dürfte ein Grund dafür sein, dass das ifo Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft ein sehr

sensibler Frühindikator für die konjunkturelle Entwicklung in diesem Sektor ist und zugleich auch für das zyklische Geschehen in der Gesamtwirtschaft.

Literatur

- Abberger, K. (2006), »ifo Geschäftsklima und Produktionsindex im verarbeitenden Gewerbe«, *ifo Schnelldienst* 59(21), 42–45.
- Abberger, K., M. Birnbrich und Chr. Seiler (2009), »Der ›Test des Tests‹ im Handel – eine Metaumfrage zum ifo Konjunkturtest«, *ifo Schnelldienst* 62(21), 34–41.
- Abberger, K. und W. Nierhaus (2007), »Das ifo Geschäftsklima: Ein zuverlässiger Frühindikator der Konjunktur«, *ifo Schnelldienst* 60(5), 25–30.
- Artis, M., M. Marcellino und T. Proietti (2003), »Dating the Euro Area Business Cycle«, C.E.P.R. Discussion Paper No. 3696.
- Banerji, A. (1999), »The Lead Profile and Other Non-Parametric Tools to Evaluate Survey Series as Leading Indicators«, Vortrag bei der 24. CIRET Conference, Wellington, 17. bis 20. März 1999.
- Dubois E. und E. Michaux, »Grocer, An Econometric Toolbox for Scilab«, 2011, <http://dubois.ensae.net/grocer.html>.
- Hertkorn, A., P. Koroknai, J.-D. Lichtenberger und D. Lodge (2008), »Die Einführung vierteljährlicher Sektorkonten für das Euro-Währungsgebiet«, *Österreichische Nationalbank, Statistiken, Daten & Analysen* Q1/08, 53–71.
- Lahiri, K. und G.H. Moore (1991), *Leading Economic Indicators*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Statistisches Bundesamt (2008), Umsetzung der Empfehlungen des Statistischen Beirats zur Weiterentwicklung der amtlichen Statistik in der 16. Legislaturperiode (Stand: Oktober 2008).
- Statistisches Bundesamt (2010), *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Hauptaggregate der Sektoren, Vierteljahresergebnisse, Arbeitsunterlage* August 2010.
- Strigel, W.H. (1971), »Indikatoren zur Konjunkturdiagnose – zwei Versuche«, *ifo Schnelldienst* 22(5), 5–8.
- Zarnowitz, V. (1992), *Business Cycles, Theory, History, Indicators, and Forecasting*, The University of Chicago Press, Chicago.

Die ifo Kapazitätsauslastung – ein gleichlaufender Indikator der deutschen Industriekonjunktur

3

Klaus Abberger und Wolfgang Nierhaus

In der modernen Konjunkturtheorie sind Konjunkturzyklen als Schwankungen des Auslastungsgrades des gesamtwirtschaftlichen Produktionspotentials definiert. Originäre vierteljährliche Daten über die Kapazitätsauslastung im verarbeitenden Gewerbe und im Baugewerbe werden in Deutschland vom ifo Institut im Rahmen des ifo Konjunkturtests (KT) veröffentlicht. Anders als bei den klassischen KT-Fragen mit ordinalen Ausprägungen (z.B. gut, befriedigend, schlecht) wird der Auslastungsgrad im metrischen Maßstab erhoben, und zwar in klassierter Form. Im folgenden Beitrag sollen aus volkswirtschaftlicher Perspektive wichtige Eigenschaften der Kapazitätsauslastung im verarbeitenden Gewerbe herausgearbeitet werden. Als konjunkturelle Referenzreihe dient die vierteljährliche reale Bruttowertschöpfung in diesem Sektor. Neben der klassischen Untersuchung im Zeitbereich erfolgt eine vertiefte Datenanalyse im Frequenzbereich. Darüber hinaus wird gezeigt, dass das verarbeitende Gewerbe nach wie vor ein wichtiger Cycle-Maker in Deutschland ist.

Mit Konjunkturindikatoren soll das zyklische Wirtschaftsgeschehen in marktwirtschaftlichen Systemen möglichst zeitnah und zutreffend beschrieben werden. In der modernen Konjunkturtheorie werden Konjunkturzyklen als Schwankungen des Auslastungsgrades des gesamtwirtschaftlichen Produktionspotentials (*Wachstumszyklus*) definiert. Das Produktionspotential ist ein Maß für die gesamtwirtschaftlichen Produktionskapazitäten, die mittel- und langfristig die Wachstumsmöglichkeiten einer Volkswirtschaft determinieren. Aufschwungsphasen sind dadurch gekennzeichnet, dass die Wachstumsrate der gesamtwirtschaftlichen Produktion (gegenüber der Vorperiode) über der des Produktionspotentials liegt (zunehmende Kapazitätsauslastung), Abschwungsphasen umfassen sowohl Phasen mit absolut sinkender Produktionstätigkeit als auch Phasen mit – gemessen an der Potentialrate – unterdurchschnittlich zunehmender Produktionstätigkeit (abnehmende Kapazitätsauslastung). Interpretiert man den Trend des realen Bruttoinlandsprodukts (BIP), das der umfassendste Indikator für die wirtschaftliche Leistung in einer Volkswirtschaft darstellt, als nicht-strukturelle Schätzung des Produktionspotentials, so lässt sich der Wachstumszyklus äquivalent auch an der prozentualen Abweichung des BIP von seinem Trend messen, der sog. Output-Lücke (output gap).

Sektorspezifisch gelten äquivalente Zusammenhänge. Das Bruttoinlandsprodukt ergibt sich in sektoraler Betrachtung aus

der Summe der Bruttowertschöpfungen aller Wirtschaftsbereiche unter Berücksichtigung der globalen Übergangsposition »Saldo aus Gütersteuern abzüglich Gütersubventionen«. Die sektorale Bruttowertschöpfung, die aus volkswirtschaftlichem Blickwinkel die zentrale – weil mit dem BIP vergleichbare – Kennzahl für die wirtschaftliche Leistung eines Wirtschaftsbereichs darstellt, folgt aus dem jeweiligen sektoralen Produktionswert durch Abzug der Vorleistungen (intermediärer Verbrauch). Dies legt nahe, die Industriekonjunktur als Abweichung der realen Bruttowertschöpfung im verarbeitenden Gewerbe von ihrem Trend darzustellen. Die hierfür benötigten preisbereinigten Vierteljahresergebnisse der Bruttowertschöpfung werden vom Statistischen Bundesamt durch Fortschreibung des entsprechenden Vorjahresquartals mit der Veränderungsrate des auf Quartale aggregierten monatlichen Produktionsindex ermittelt; wobei noch Anpassungen im Hinblick auf die zu erwartenden Korrekturen bei den folgenden Veröffentlichungen des Indexes erfolgen (endgültiger Wert, Vierteljahres- und Jahreskorrektur) (vgl. Statistisches Bundesamt 2007, 42 f.).

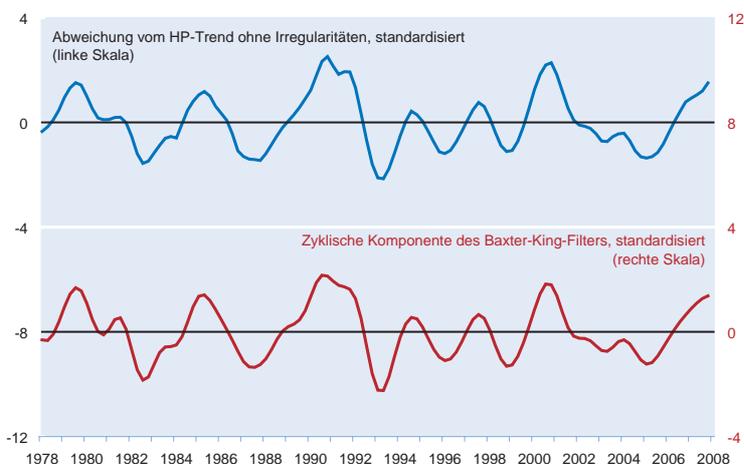
Abbildung 1 zeigt die Zusammenhänge für den Zeitraum 1978 bis 2008 exemplarisch auf. Da amtliche Werte für die Bruttowertschöpfung vor dem Jahr 1991 nur für Westdeutschland vorhanden sind, wurden die fehlenden gesamtdeutschen Werte durch entsprechende Verkettung west- bzw. gesamtdeutscher Zeitreihenwerte generiert. Für die erforderliche Eliminierung der Saisonschwankungen (ein-

Abb. 1
Reale Bruttowertschöpfung im verarbeitenden Gewerbe, trendmäßige Entwicklung und zyklische Komponente



Quelle: Statistisches Bundesamt, Berechnungen des ifo Instituts.

Abb. 2
Wachstumszyklen der realen Bruttowertschöpfung im verarbeitenden Gewerbe



Quelle: Statistisches Bundesamt, Berechnungen des ifo Instituts.

schließlich der Bereinigung von Kalenderunregelmäßigkeiten) wurde das Census-X12-ARIMA-Verfahren ausgewählt, das in der internationalen Wirtschaftsstatistik »Industriestandard« geworden ist. Die saisonale Komponente spiegelt die innerhalb eines Jahres regelmäßig wiederkehrenden Änderungen der Zeitreihe wider. Die Arbeitstagekomponente erfasst kurzfristige Einflüsse, die auf Unregelmäßigkeiten im Kalender zurückgehen, z.B. Schalltage, bewegliche Feiertage oder spezielle Feiertagsregelungen auf Länderebene. Zur Extraktion des Trends der saison- und kalenderbereinigten Bruttowertschöpfung in der Industrie ist der bekannte Hodrick-Prescott-Filter mit dem für Quartalsdaten üblichen Parameterwert $\lambda = 1\ 600$ eingesetzt worden.¹ Dabei werden niederfrequente Schwingungen von acht und mehr Jahren Dauer ausgeschaltet (vgl. Abb. 1, oberes Teilbild)

Die zyklische Komponente der Bruttowertschöpfung (einschließlich allfälliger hochfrequenter Irregularitäten wie rein zufällige Störungen des Wirtschaftsgeschehens, aber auch erklärbare Sonderfaktoren wie Streik oder saisonunüblicher Witterung) folgt aus der Abweichung der saison- und arbeitstäglich bereinigten Bruttowertschöpfung vom Hodrick-Prescott-Trend (vgl. Abb. 1, unteres Teilbild). Der längerfristige Wachstumszyklus der Bruttowertschöpfung in der Industrie ergibt sich nach der zusätzlichen Ausschaltung der verbliebenen hochfrequenten Irregularitäten. Dies kann z.B. dadurch geschehen, dass Reihenbestandteile mit einer Schwingungsdauer von weniger als sechs Quartalen mit Hilfe einer zusätzlichen HP-Filterung mit dem Parameter $\lambda = 1$ extrahiert werden. Der HP-Filter wird damit als Bandpass-Filter eingesetzt (vgl. Abb. 2, oberes Teilbild) (für eine Erläuterung dieser Vorgehensweise vgl. Artis, Marcellino und Proietti 2003).

Der Wachstumszyklus der Bruttowertschöpfung im verarbeitenden Gewerbe kann aber in einem Schritt direkt aus saison- und arbeitstäglich bereinigten Ergebnissen berechnet werden. Ein statistisches Verfahren, das dies leistet, ist der Baxter-King-Filter (vgl. Baxter und King 1995). Der Baxter-King-Filter ist ein symmetrischer Filter, der aus einer Zeitreihe nicht nur die niederfrequente Trendkomponente entfernt, sondern zugleich auch die hochfrequente irreguläre Komponente. Hier wird konkret als Zyklus die Summe aller Komponenten der Zeitreihe mit Schwingungen zwischen 6 und 32 Quartalen (= 1,5 bis 8 Jahre) angesetzt, die Filterlänge 12 Quartale (= 3 Jahre). Diese Einstellungen entsprechen den in der Literatur üblichen Empfehlungen für einen

in der Praxis nahezu optimalen Filter. Um auch an den Rändern diesen Filter einsetzen zu können, sind am Anfang und Ende der BIP-Zeitreihe zusätzliche Reihenwerte generiert worden (vgl. Abb. 2, unteres Teilbild).²

Die Extraktion der zyklischen Komponente mit Hilfe statistischer Filterverfahren ist aber auch mit Nachteilen verbunden. So hängen konjunktureller Verlauf und zyklische Wen-

¹ Der Hodrick-Prescott-Filter bestimmt den Trendverlauf so, dass einerseits der geschätzte Trend nicht zu weit von der beobachteten Zeitreihe abweichen darf und dass andererseits der Trendverlauf »glatt« sein soll. Über den Parameter λ wird die Glattheit des HP-Trends aprioristisch gesteuert (vgl. Hodrick und Prescott 1997).

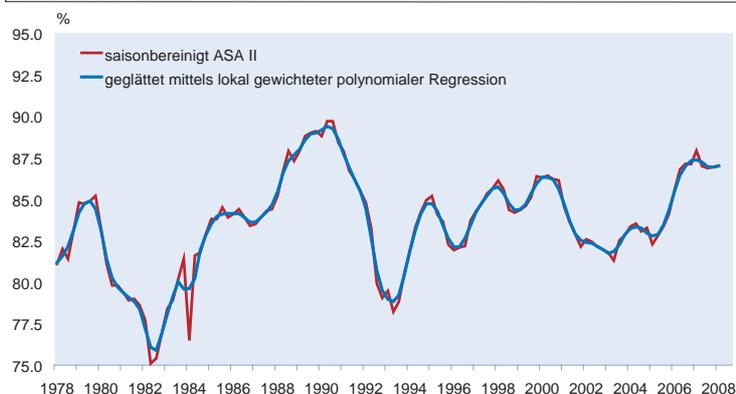
² Die »backcasts« und »forecasts« wurden mit Hilfe von autoregressiven Modellen (AR) erzeugt, die Lag-Länge wurde automatisch über das Akaike-Informationskriterium (AIC) gewählt.

depunkte, neben dem verwendeten Saisonbereinigungsverfahren, offensichtlich von dem zugrunde gelegten Filter ab – ein Zusammenhang, auf den Canova in einer viel beachteten Studie 1998 hingewiesen hat: »... different detrending methods leave cycles of different average duration in the data, some of which are too long and some too short relative to the standard business cycle classification. Second, as a consequence of the above, different detrending methods have different implications for the timing of turning points and the severity of standardly classified contractions.« Ein weiteres Problem besteht darin, dass sich die unter prognostischen Gesichtspunkten besonders wichtige konjunkturelle Entwicklung am aktuellen Rand der Zeitreihe und hier insbesondere das Aufscheinen von neuen Wendepunkten bei dem Hinzufügen von neuen Werten bzw. bei Revisionen der bisherigen Ursprungsdaten mitunter ändern kann. Die Bewertung der Konjunkturlage ist daher am Rand des Beobachtungsbereichs sehr unsicher. Neu hinzugefügte Werte können das durch den Filter gezeichnete Bild deutlich verändern (vgl. Kaiser und Maravall 2001).

Es ist von daher naheliegend, nach einer Darstellung der zyklischen Komponente zu suchen, die möglichst glatt ist und keinen ausgeprägten Trend aufweist. Und hier kommt – was die reale Bruttowertschöpfung in der Industrie angeht – die vom ifo Institut im Rahmen des ifo Konjunkturtests (KT) für das verarbeitende Gewerbe erhobene Kapazitätslastung ins Spiel (vgl. Abb. 3). Der Auslastungsgrad der Produktionskapazitäten wird – abweichend von den monatlichen KT-Fragen in ordinaler Ausprägung (z.B. gut, befriedigend, schlecht) – vierteljährlich im metrischen Maßstab erhoben, und zwar in klassierter Form. Die »betriebsübliche« Vollausslastung wird dabei gleich 100% gesetzt.³ Die Kapazitätsauslastung in der Industrie unterliegt – bis auf marginale Änderungen bei Ergebnissen in saisonbereinigter Form bei einer Verlängerung des Stützzeitraums – keinen späteren Korrekturen. Hinzu kommt die raschere Verfügbarkeit im Vergleich zur amtlichen Statistik.

Naturgemäß kann aber auch das bereits sehr kräftige und klare konjunkturelle Signal der ifo Kapazitätsauslastung durch eine zusätzliche Glättung noch verstärkt werden. Hierfür wird eine Technik namens *lokal gewichtete polynomiale Regression* verwendet, die im Gegensatz zu den meisten handelsüblichen Filterverfahren datenbasiert ist, d.h. ohne die an-

Abb. 3
ifo Kapazitätsauslastung im verarbeitenden Gewerbe^{a)}



^{a)} Einschließlich Nahrungs- und Genussmittel, betriebsübliche Vollausslastung = 100 %.
Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Konjunkturtest; Berechnungen des ifo Instituts.

sonsten notwendige Setzung von Filter-Parametern auskommt. Die Parameter werden bei diesem Verfahren aus den Daten geschätzt. Im Prinzip wird ein gleitendes gewichtetes Mittel der Daten berechnet, dessen Gewichtungsfunktion unter bestimmten Annahmen aus statistischer Sicht optimal ist (vgl. Exkurs). Mit Hilfe der lokal gewichteten polynomialen Regression kann die Kapazitätsauslastungsreihe um nicht konjunkturelevante Zufallsschwankung optimal bereinigt werden. Die Güte der ifo Kapazitätsauslastung zeigt sich ebenfalls an diesem Filterverfahren: Es wählt eine sehr leichte Glättung der Zeitreihe, der Anteil der Irregularitäten wird von dem Verfahren als gering bewertet. Die Berechnungen sind daher auch am aktuellen Rand der Zeitreihe sehr stabil (vgl. Abb. 3).

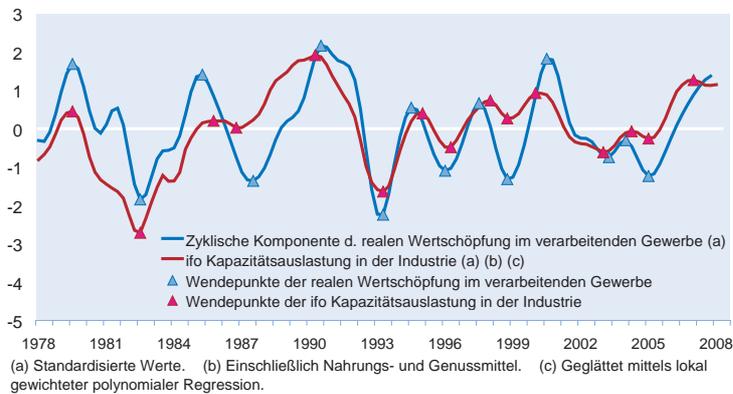
Im Folgenden soll auf die Qualität der geglätteten ifo Kapazitätsauslastung für das verarbeitende Gewerbe als ein gleichlaufender Indikator für die Industriekonjunktur in Deutschland für den Zeitraum 1978 bis 2007 eingegangen werden. Als Referenzreihe wird die mit Hilfe des Baxter-King-Filters extrahierte zyklische Komponente der realen Bruttowertschöpfung in der Industrie herangezogen (vgl. Abb. 2). Dabei wird zunächst auf den Zusammenhang der beiden Zeitreihen im Zeitbereich (Koinzidenz, Verhalten an konjunkturellen Wendepunkten) eingegangen. Sodann erfolgt eine vertiefte spektralanalytische Untersuchung im Frequenzbereich. Darüber hinaus wird gezeigt, dass das verarbeitende Gewerbe in Deutschland nach wie vor ein wichtiger Cycle-Maker ist.

Ergebnisse

Abbildung 4 zeigt, dass der Verlauf der beiden Zeitreihen im Zeitraum 1978 bis 2008 recht ähnlich ist; es manifestiert sich bereits rein optisch ein relativ enger Zusammenhang. Dabei beträgt die durchschnittliche Dauer eines Wachstums-

³ Die Frage wird im ersten Monat des jeweils laufenden Quartals gestellt und erfasst den Auslastungsgrad für jede der rund 300 Produktgruppen (XY) des ifo Konjunkturtests; sie lautet: Die Ausnutzung unserer Anlagen zur Herstellung von XY (betriebsübliche Vollausslastung = 100%) beträgt zurzeit bis 30/40/50/60/70/75/80/85/90/95/100/mehr als 100%, und zwar...

Abb. 4
Wendepunkte der realen Bruttowertschöpfung im verarbeitenden Gewerbe und ifo Kapazitätsauslastung



Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Konjunkturtest; Berechnungen des ifo Instituts.

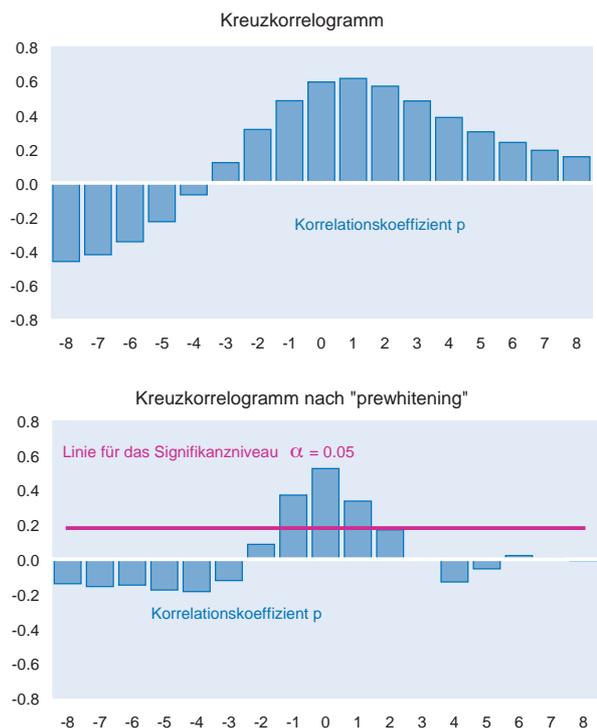
zyklus im verarbeitenden Gewerbe, gemessen an der Zeitspanne zwischen zwei aufeinander folgenden oberen Wendepunkten der zyklischen Komponente der realen Bruttowertschöpfung in der Industrie, 15,5 Quartale oder knapp vier Jahre; gemessen an zwei konsekutiven unteren Wendepunkten 14,2 Quartale oder 3 1/2 Jahre. Eine Aufschwungsphase (Zeitspanne vom unteren Wendepunkt zum darauf folgenden oberen) beläuft sich im Durchschnitt auf 7,3 Quartale (knapp zwei Jahre), eine Abschwungsphase (Spanne vom oberen Wendepunkt zum darauf folgenden unteren) auf 8,3 Quartale (gut zwei Jahre).

Die ifo Kapazitätsauslastung vermag alle nach dem sog. *Bry-Boschan-Verfahren* datierten Wendepunkte der Referenzreihe zu signalisieren (vgl. Abb. 4). Das am National Bureau of Economic Research (NBER) Anfang der siebziger Jahre entwickelte Verfahren liefert nach einem sequentiellen Entscheidungsprozess eine komplette Datierung der konjunkturellen Wendepunkte im betrachteten Rechenzeitraum (vgl. Bry und Boschan 1971). Für die Wendepunktdatierung nach Bry und Boschan wurde das EU-Softwaretool BUSY (Release 4.1) benützt (vgl. Fiorentini und Planas 2003). Eine vertiefte Datenanalyse zeigt, dass die Wendepunkte der ifo Kapazitätsauslastung in den Jahren 1978 bis 2008 im Durchschnitt mit den Wendepunkten der zyklischen Komponente der realen Bruttowertschöpfung in der Industrie zusammenfallen, der mittlere Vor- bzw. Nachlauf beträgt null. An den oberen Wendepunkten ist im betrachteten Zeitraum ein marginaler Nachlauf von durchschnittlich 1/2 Quartal zu beobachten, an den unteren Wendepunkten ein Vorlauf in der gleichen Größenordnung. Auch der Median (Zentralwert) aller Wendepunktvergleiche liegt exakt bei null.

Der durchschnittliche Vor- bzw. Nachlauf der ifo Kapazitätsauslastung gegenüber der zyklischen Komponente der Bruttowertschöpfung in der Industrie über alle Datenpunkte im betrachteten Zeitfenster kann mit einem Kreuzkor-

relogramm bestimmt werden. Unter einem Kreuzkorrelogramm versteht man eine graphische Darstellung von Korrelation in Abhängigkeit von der Zeit. Das hier präsentierte Kreuzkorrelogramm zwischen der ifo Kapazitätsauslastung und der zyklischen Komponente der realen Bruttowertschöpfung in der Industrie (vgl. Abb. 5, oberes Teilbild) ergibt sich auf folgende Weise: Zunächst wurde die Kapazitätsauslastung auf der Zeitachse nach links verschoben (konkret: um acht Quartale) und in dieser Konstellation mit der Referenzreihe korreliert. Das Ergebnis (hier: der Korrelationskoeffizient ρ_{-8}) bildet die erste Säule im Koordinatensystem. Danach wird die Kapazitätsauslastung auf der Zeitachse schrittweise um jeweils ein Quartal nach rechts verschoben, wobei der Korrelationskoeffizient stetig zunimmt. Der engste Zusammenhang mit der zyklischen Komponente der realen Bruttowertschöpfung – gemessen am Maximum des Korrelationskoeffizienten – ergibt sich jedoch nicht bei Gleichlauf, sondern bei einem marginalen Vorlauf von einem Quartal; die Korrelation beträgt hier 0,61.

Abb. 5
Reale Bruttowertschöpfung im verarbeitenden Gewerbe und ifo Kapazitätsauslastung



Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Konjunkturtest; Berechnungen des ifo Instituts.

Anzumerken ist bei diesen Berechnungen, dass der verwendete Kreuzkorrelationsschätzer asymptotisch unverzerrt und konsistent ist. Für gegen unendlich gehende Stichprobenumfänge besitzt der Schätzer daher die üblicherweise geforderten Eigenschaften. Bekannt ist, dass die Varianz des Schätzers von den Autokorrelationsfunktionen der beiden Eingangszeitreihen abhängt und recht groß sein kann (vgl. Chatfield 2004, 158). Mit stark autokorrelierten Daten ist die Bewertung der Kreuzkorrelationen daher problematisch.⁴ Es empfiehlt sich darum, die Eingangszeitreihen geeignet zu filtern. Dieses Verfahren wird in der englischsprachigen Literatur als »prewhitening« bezeichnet (vgl. Cryer und Chan 2008). Dazu wurde ein autoregressives Modell (AR-Modell) an die Zeitreihe der Kapazitätsauslastung angepasst. Die Modellwahl erfolgte mit dem Akaike-Informationskriterium (AIC). Dieses geschätzte Modell bestimmt den Filter, mit dem die zu korrelierenden Zeitreihen behandelt werden. Nach dieser Datentransformation zeigt die geschätzte Kreuzkorrelationsfunktion ein schärferes Bild: Nur noch drei Korrelationen sind signifikant von null verschieden. Die maximale Korrelation ergibt sich bei Gleichlauf der beiden Zeitreihen (vgl. Abb. 5, unteres Teilbild).

In der Praxis der Konjunkturanalyse ist zu beachten, dass die ifo Kapazitätsauslastung wegen der unterschiedlichen Publikationszeitpunkte einen technischen Vorlauf vor der zyklischen Komponente der Industriewertschöpfung hat. Auch unterliegt sie in aller Regel keinen weiteren Revisionen. Bei den ersten Veröffentlichungen der vierteljährlichen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) durch das Statistische Bundesamt ist die Datengrundlage dagegen häufig noch unvollständig. Die VGR-Ergebnisse werden deshalb mehrmals überarbeitet, um neu verfügbare Informationen einzuarbeiten. Endgültige Ergebnisse für die Bruttowertschöpfung im verarbeitenden Gewerbe liegen daher erst nach rund vier Jahren vor.

Noch differenzierter als im Zeitbereich lässt sich der Zusammenhang zwischen dem ifo Kapazitätsauslastung und der zyklischen Komponente der realen Bruttowertschöpfung in der Industrie durch eine *Spektralanalyse* im Frequenzbereich untersuchen.⁵ Die Spektralanalyse ist ein Hilfsmittel, mit dem stationäre Zeitreihen in Schwingungskomponenten unterschiedlicher Frequenzen zerlegt werden kön-

nen. Die *Spektraldichte* gibt den Beitrag einer bestimmten Frequenz zur Gesamtvarianz der Zeitreihe an. Sie erlaubt somit eine Abschätzung der relativen Wichtigkeit eines Frequenzbereichs in Bezug auf die Gesamtvarianz. Mit Hilfe der *bivariaten* Spektralanalyse wird entsprechend die Kovarianz zweier Zeitreihen in Frequenzanteile zerlegt. Allerdings kann das resultierende Kreuzspektrum nicht in gleicher Weise wie die Spektraldichte als Zerlegung im Frequenzbereich interpretiert werden. Um den Zusammenhang zwischen zwei Zeitreihen im Frequenzbereich zu beschreiben, müssen verschiedene Funktionen betrachtet werden, die aus dem Kreuzspektrum abgeleitet sind.

Zwei solche abgeleitete Funktionen sind die *Kohärenz* und das Phasenspektrum (vgl. Shumway und Stoffer 2000, Kap. 3). Die Kohärenz kann – analog zum quadrierten Korrelationskoeffizienten – als quadratische Korrelation zwischen den beiden Zeitreihen in verschiedenen Frequenzbereichen interpretiert werden. Sie gibt allerdings keine Auskunft über die relative Lage der beiden Zeitreihen zueinander. Genau dies leistet das *Phasenspektrum*. Mit dem Phasenspektrum wird gemessen, ob die Schwingungskomponenten beider Zeitreihen zeitlich verschoben sind, d.h. ob gegebenenfalls ein Vor- bzw. Nachlauf besteht. Negative Werte des Phasenspektrums implizieren im Allgemeinen einen Vorlauf, positive Werte einen Nachlauf.

Die beiden oberen Graphiken in Abbildung 6 enthalten die logarithmierten Spektraldichteschätzungen für die Einzelzeitreihen ifo Kapazitätsauslastung bzw. zyklische Komponente der realen Bruttowertschöpfung in der Industrie. In beiden Reihen ist deutlich erkennbar, dass die längerfristigen (Konjunktur-)Komponenten mit Schwingungen zwischen 6 und 32 Quartalen (= 1,5 bis 8 Jahre) erwartungsgemäß den Hauptanteil zur Varianz beisteuern. Kürzerfristige Komponenten in einem Frequenzbereich, dem umgerechnet Schwingungen von unter 1 1/2 Jahren entsprechen⁶, spielen für die Gesamtvarianz in beiden Reihen jeweils nur eine untergeordnete Rolle. Dies gilt vor allem für die reale Bruttowertschöpfung in der Industrie, deren hochfrequente Bewegungsanteile durch den Baxter-King-Filter nahezu vollständig extrahiert werden.

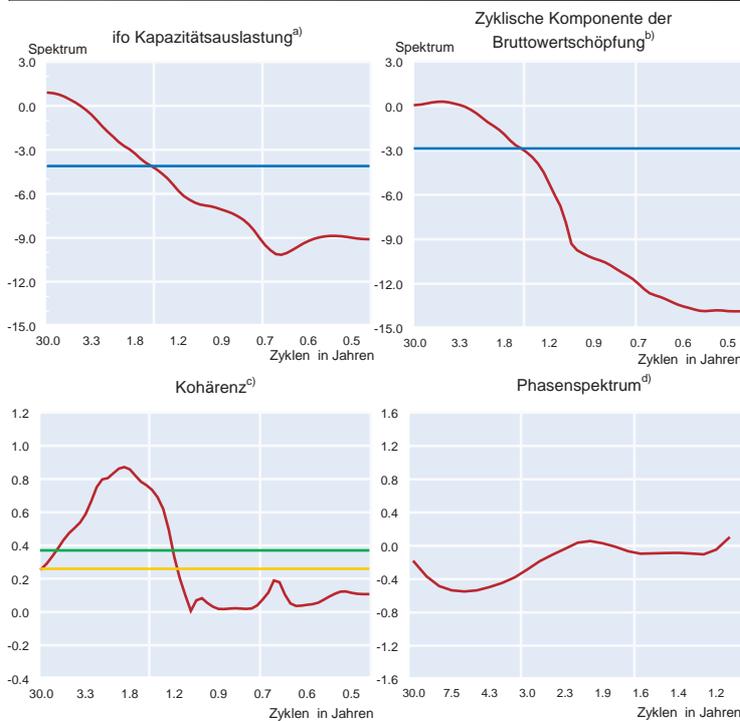
Die Graphik unten links in Abbildung 6 zeigt die geschätzte *Kohärenz*. Sie ist ein Maß für den linearen Zusammenhang zweier Zeitreihen innerhalb eines bestimmten Frequenzbereichs. Sie hat die gleichen Eigenschaften wie das Quadrat des Korrelationskoeffizienten. Die Kohärenz kann Werte zwischen null und eins annehmen, wobei der Maximalwert eins bei einem exakt linearen Zusammenhang erreicht wird (vgl. König und Wolters 1972, 123). Sie ist darüber hinaus invariant bezüglich linearer Transformationen. Im konjunkturellen Schwingungsbereich offenbart die hier vorgenommene Schät-

⁴ Die ifo-Zeitreihe zur Kapazitätsauslastung wurde verschiedenen Stationaritätstests unterzogen. Die Resultate sind gemischt: Während etwa der augmentet Dickey-Fuller Test die Hypothese einer Einheitswurzel zum 0,05%-Signifikanzniveau nicht ablehnt, verwirft der KPSS-Test die umgekehrte Nullhypothese eines stationären Prozesses ebenfalls nicht. Darüber hinaus liegt der p-Wert des DF-GLS-Tests, eines modifizierten Dickey-Fuller-Tests, zwischen 0,05 und 0,10. Aufgrund dieser uneinheitlichen Ergebnisse wird die Zeitreihe zur Kapazitätsauslastung daher zwar als stationär, aber stark autokorreliert betrachtet.

⁵ Eine vergleichbare spektralanalytische Untersuchung zwischen ifo Geschäftsklima und Bruttoinlandsprodukt findet sich bei Abberger und Nierhaus (2007).

⁶ Dies entspricht geschätzten Spektraldichten unterhalb der blauen Linien in den oberen beiden Teilbildern der Abbildung 6.

Abb. 6
Spektralanalyse der Zeitreihen



a) Logarithmierte Spektraldichteschätzung für die ifo Kapazitätsauslastung im verarbeitenden Gewerbe (einschl. NuG). Werte unterhalb der blauen Linie zeigen geschätzte Spektraldichten von Schwingungen von weniger als 1½ Jahren.
 b) Logarithmierte zyklische Komponente der realen Bruttowertschöpfung; berechnet mit dem Baxter-King-Filter. Werte unterhalb der blauen Linie zeigen geschätzte Spektraldichten von Schwingungen von unter 1½ Jahren.
 c) Quadratische Korrelation zwischen den beiden Zeitreihen in verschiedenen Frequenzbereichen. Die grüne (gelbe) Linie markiert den kritischen Wert eines approximativen F-Tests auf Kohärenz zum Signifikanzniveau 0,01 (Signifikanzniveau 0,05).
 d) Das Phasenspektrum gibt die Phasenverschiebung der Schwingungskomponenten der beiden Zeitreihen an. Negative (positive) Werte implizieren einen Vorlauf (Nachlauf).

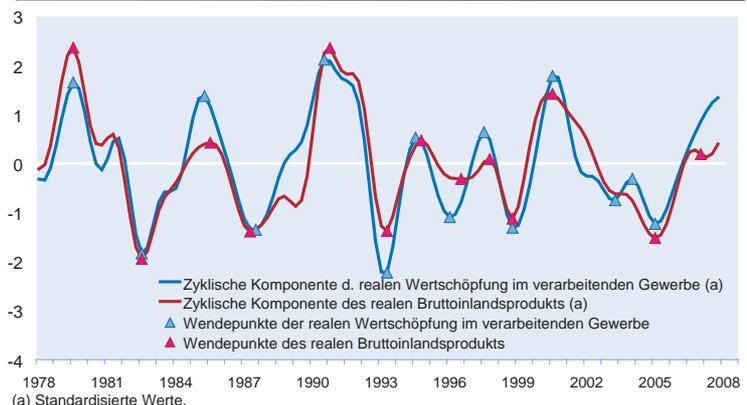
Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Konjunkturtest; Berechnungen des ifo Instituts.

zung einen *signifikanten* Zusammenhang zwischen der ifo Kapazitätsauslastung und der zyklischen Komponente der realen Bruttowertschöpfung in der Industrie. Die kritischen Werte eines approximativen F-Tests auf Kohärenz zum Signifikanzniveau 0,01 (= grüne Linie) bzw. 0,05 (= gelbe Linie) werden in diesem Schwingungsintervall deutlich überschritten; d.h. die Nullhypothese auf Nichtkohärenz wird abgelehnt. Bemerkenswert ist, dass die Kohärenz im Bereich längerer Schwingungen zwar teilweise signifikant, jedoch nicht sehr stark ist. Dies bestätigt den Eindruck aus dem visuellen Vergleich der beiden Zeitreihen. Bei den langfristigen Veränderungen zeigen sich gewisse Unterschiede. Offensichtlich entspricht die zyklische Komponente, die der Baxter-King-Filter aus der Zeitreihe der Wertschöpfung herauschneidet, im längerfristigen Vergleich nur in etwa der Entwicklung der ifo Kapazitäts-

auslastung. Im kurzfristigen konjunkturrelevanten Bereich ist die Korrelation zwischen den beiden Zeitreihen jedoch sehr hoch. Das Phasendiagramm in Abbildung 6 unten rechts enthält eine Schätzung des Phasenspektrums. Mit diesem Instrument kann gemessen werden, ob die Schwingungskomponenten zweier Zeitreihen zeitlich verschoben sind. Hier fällt auf, dass im längerfristigen Schwankungsbereich eine leichte Verschiebung erkannt wird. In dem für die aktuelle Konjunkturanalyse besonders wichtigen Bereich der kurzfristigen konjunkturrelevanten Schwingungen sind die beiden Zeitreihen jedoch synchron. Daher eignet sich die ifo Kapazitätsauslastung sehr gut, um Wendepunkte im Konjunkturzyklus zu erkennen.

Abbildung 7 zeigt abschließend, dass das verarbeitende Gewerbe in Deutschland immer noch ein wichtiger Cycle-Maker ist. Dargestellt sind die zyklischen Komponenten der realen Bruttowertschöpfung in der Industrie sowie des realen Bruttoinlandsprodukts, wobei für beide Reihen der Baxter-King-Filter verwendet wurde. Die konjunkturellen Wendepunkte, die für die vergangenen 30 Jahre mittels der *Bry-Boschan-Routine* registriert werden konnten, sind im Durchschnitt nahezu zeitlich koinzident. An den oberen Wendepunkten ist in diesem Zeitraum für die reale Bruttowertschöpfung im verarbeitenden Gewerbe ein marginaler Vorlauf von gut 1/2 Quartal zu beobachten, der Median (Zentralwert) aller Wendepunktvergleiche beträgt null. Über alle Datenpunkte hinweg gerechnet, zeigt auch das Kreuzkorrelogramm Koinzidenz zwischen den beiden Reihen, der maximale Korrelationskoeffizient wird bei Gleichlauf erreicht

Abb. 7
Wendepunkte der realen Bruttowertschöpfung im verarbeitenden Gewerbe und des realen Bruttoinlandsprodukts



Quelle: Statistisches Bundesamt, Berechnungen des ifo Instituts.

und beträgt 0,86. Die durchschnittliche Länge von Aufschwungs- bzw. Abschwungsphasen sowie von vollständigen Konjunkturzyklen ist in der Industrie allerdings etwas geringer als in der Gesamtwirtschaft.

Fazit

»Der Grad der Auslastung der Produktionskapazitäten kann als Maßstab für die konjunkturelle Situation der Industrie schlechthin gelten.« (Lindlbauer 1976, 6) Mit diesen Worten nahm das ifo Institut im Jahr 1976 die Berichterstattung über die Kapazitätsauslastung im verarbeitenden Gewerbe auf, eine Variable, die als vierteljährlich gestellte Sonderfrage bereits seit den fünfziger Jahren im Erhebungsprogramm des ifo Konjunkturtests für das verarbeitende Gewerbe enthalten ist (vgl. Marquardt und Strigel 1959, 98). Zunächst standen Ergebnisse nur für einen deutlich weniger umfassenden Bereich zur Verfügung. Die genaue Abgrenzung lautete damals: »verarbeitende Industrie ohne eisenschaffende Industrie, Eisen-, Stahl- und Tempergießereien, NE-Metallindustrie, chemische Industrie, Mineralölverarbeitung sowie Nahrungs- und Genussmittelindustrie«. Ab 1970 gab es Daten für den größeren Bereich »verarbeitende Industrie ohne chemische Industrie sowie Nahrungs- und Genussmittelindustrie«. Heute stehen Zeitreihen für das gesamte verarbeitende Gewerbe einschließlich der Nahrungs- und Genussmittelindustrie zur Verfügung (Gesamtdeutschland ab 1991), wobei es selbstverständlich auch disaggregierte Ergebnisse gibt, die von den großen industriellen Hauptgruppen (z.B. Maschinenbau) bis hin zu einzelnen Produktgruppen reichen. Dabei wird die Auslastung an der »betriebsüblichen Vollaustausung« gemessen; der uneinheitlich gebrauchte Begriff »technische Maximalkapazität« wird damit umgangen.

Das bereits sehr klare konjunkturelle Signal der ifo Kapazitätsauslastung kann zu Analyse Zwecken durch eine zusätzliche Glättung noch verstärkt werden. Das hier eingesetzte Glättungsverfahren namens *lokal gewichteter polynomialer Regression* ist im Gegensatz zu den meisten anderen Verfahren allein datenbasiert, d.h. es kommt ohne die ansonsten notwendige Ad-hoc-Setzung von Parametern aus. Die Parameter werden bei diesem Verfahren aus den Daten geschätzt. Besonders vorteilhaft an der ifo Kapazitätsauslastung ist zudem, dass die Glättung auch am aktuellen Rand der Zeitreihe sehr stabil ist.

Die hier präsentierten Ergebnisse zeigen, dass der Aussagewert der ifo Kapazitätsauslastung hinsichtlich der Industriekonjunktur – zieht man als Referenzreihe die zyklische Komponente der vierteljährlichen realen Bruttowertschöpfung im verarbeitenden Gewerbe heran – sehr hoch ist. Der Verlauf der beiden Zeitreihen in den vergangenen 30 Jahren ist bereits rein optisch recht ähnlich. Zudem vermag die Kapazitätsauslastung die Wendepunkte der zyklischen Komponente der

realen Bruttowertschöpfung im Durchschnitt koinzident zu signalisieren. Eine Kreuzkorrelationsanalyse nach Filterung (»prewhitening«) der Zeitreihen bestätigt den Gleichlauf.

Differenzierter als im Zeitbereich lässt sich der Zusammenhang zwischen der ifo Kapazitätsauslastung und der zyklischen Komponente der realen Bruttowertschöpfung im verarbeitenden Gewerbe durch eine Spektralanalyse im Frequenzbereich untersuchen. Es zeigt sich, dass in beiden analysierten Zeitreihen die längerfristigen (Konjunktur-)Komponenten mit Schwingungen zwischen 6 und 32 Quartalen (=1,5 bis 8 Jahre) den Hauptanteil zur Varianz beitragen; beide Reihen weisen damit ein ähnliches Schwingungsverhalten auf. Zudem besteht in diesem wichtigen Schwingungsbereich ein signifikanter Zusammenhang zwischen den beiden Reihen; die kritischen Werte eines approximativen F-Tests auf Kohärenz werden bei den üblichen Signifikanzniveaus 0,01 und 0,05 deutlich überschritten. Das Phasenspektrum zeigt, dass die ifo Kapazitätsauslastung im besonders wichtigen Bereich der kürzerfristigen konjunkturrelevanten Schwingungen synchron zur zyklischen Komponente der realen Bruttowertschöpfung verläuft. Damit sind beide Zeitreihen im Zeit- wie im Frequenzbereich weitgehend gleichlaufend. Da die Industrie in Deutschland immer noch ein gewichtiger Cycle-Maker ist, vermag die ifo Kapazitätsauslastung koinzident und revisionsfrei zudem wichtige Rückschlüsse auf die konjunkturelle Gesamtsituation der deutschen Wirtschaft zu liefern.

Die ifo Kapazitätsauslastung besitzt für die Konjunkturanalyse die Vorzüge, dass sie sehr zeitnah verfügbar ist, keinen Revisionen unterliegt und ein klares Signal enthält, ohne große kurzfristige Störungen. Damit erfüllt sie wichtige Eigenschaften, die gute Konjunkturindikatoren aufweisen sollten (vgl. die grundlegende Arbeit des NBER von Moore und Shiskin 1967). Einer ihrer größten Vorteile ist jedoch: Sie zeigt die Konjunkturentwicklung an, ohne dass eine vorherige Trendbereinigung notwendig ist. Damit entfallen die Probleme, die eine solche Trendbereinigung mit sich bringt. Unterschiedliche Methoden können nämlich unterschiedliche Konjunkturzyklen extrahieren und die Schätzungen an den Rändern der Zeitreihe können sehr instabil sein. Die ifo Kapazitätsauslastung gibt ohne Trendbereinigung ein klares Konjunktursignal. Daher ist sie ein zentraler Indikator für die Beurteilung der aktuellen Konjunkturentwicklung.

Exkurs: Lokal gewichtete polynomiale Regression⁷

Im Folgenden wird ein Glättungsverfahren namens »lokal gewichtete polynomiale Regression« vorgestellt. Ausgangs-

⁷ Eine Monographie zu dem Thema ist Fan und Gijbels (1996). Im Rahmen der Zeitreihenanalyse wird die Methode diskutiert in Fan und Yao (2002).

punkt ist die Überlegung, dass eine Funktion $m(z)$ lokal durch eine Taylorreihenentwicklung approximiert werden kann

$$m(z) \approx \sum_{j=0}^p \frac{m^{(j)}(x)}{j!} (z-x)^j \equiv \sum_{j=0}^p \beta_j (z-x)^j \quad \text{mit } \beta_j = \frac{m^{(j)}(x)}{j!}$$

für ein beliebiges z in der Nachbarschaft von x . Hierbei bezeichnet $m^{(j)}(x)$ die j -te Ableitung von m an der Stelle x (mit $m^{(0)} = m$) und $j! = 1 \cdot 2 \cdot \dots \cdot j$ die Fakultät von j . Aus statistischer Sicht wird durch diese Gleichung die Funktion $m(z)$ lokal durch ein einfaches polynomiales Modell modelliert. Diese Betrachtung motiviert auf der Basis von Beobachtungen X_i, Y_i die lokal gewichtete polynomiale Regression der Form

$$\sum_{i=1}^n \left\{ Y_i - \sum_{j=0}^p \beta_j (X_i - x)^j \right\}^2 K_h(X_i - x)$$

wobei $K_h(\cdot)$ als Kernfunktion bezeichnet wird. Sie dient der Gewichtung der Daten. Der Parameter h wird als Bandweite bezeichnet. Sie definiert eine Fensterbreite, die angibt, wie lokal die Schätzung erfolgt. Seien $\hat{\beta}_j$ ($j = 0, \dots, p$) die Schätzwerte, die die obige Gleichung minimieren. Dann ist ein Schätzer für die Funktion $m(x)$ am Entwicklungspunkt x der Wert $\hat{\beta}_0$.

Man kann sich das Glättungsverfahren so vorstellen, dass das obige Modell lokal, über die x -Achse gleitend, angepasst wird. Es resultiert im Prinzip ein gleitendes gewichtetes Mittel der Daten, dessen Gewichtungsfunktion unter bestimmten Annahmen aus statistischer Sicht optimal ist. Anstatt also etwa ein gleitendes arithmetisches Mittel aus jeweils fünf Beobachtungen (gleitender Fünfer-Durchschnitt) zu verwenden, wird ein Gewichtungssystem eingeführt, das gewissen Optimalitätskriterien genügt. Neben diesen statistischen Vorzügen besitzt das Verfahren den Vorteil, dass eine gut ausgebaute Theorie existiert, die den Anwender bei

der Wahl des Polynomgrades p , der Kernfunktion K und der Bandweite h unterstützt. Soll, wie in der vorliegenden Anwendung, die Funktion $m(x)$ selber und keine Ableitung davon geschätzt werden, dann genügt ein Polynomgrad von $p=1$ (vgl. Fan und Gijbels 1996, 77 ff. für eine theoretische Begründung dieser Wahl). Der Kernfunktion K kommt, wie viele Studien zeigen, eine untergeordnete Rolle zu. Im Weiteren wird ein Epanechnikov-Kern verwendet, der wiederum gewisse Optimalitätseigenschaften besitzt. Er hat die Gestalt

$$K(z) = \frac{3}{4} (1 - z^2) \text{ für } |z| \leq 1 \text{ und } 0 \text{ für } |z| > 1$$

In Abbildung 8 ist diese Funktion dargestellt. Je weiter die Beobachtungen vom Zentrum entfernt liegen, ein desto geringeres Gewicht erhalten sie in der Schätzung. Für die Verwendung dieser Kernfunktion in der hier vorliegenden Anwendung spricht auch, dass sie einen kompakten Träger besitzt. Das heißt, außerhalb des durch die Bandweite h definierten Fensters liegende Beobachtungen erhalten ein Gewicht von null und gehen somit nicht direkt in die jeweilige Schätzung ein. Werden demnach an eine Zeitreihe neue Beobachtungswerte hinzugefügt, so ändern sich weiter zurück liegende Schätzungen nicht mehr.

Die Gewichtung erfolgt symmetrisch um das Zentrum, so dass keine Phasenverschiebung der Zeitreihe erfolgt. Der Nachteil symmetrischer Gewichtungsschemata ist jedoch, dass ihnen an den Rändern der Zeitreihe, also insbesondere am aktuellen Rand, die Werte für die Gewichtung auf der einen Seite fehlen. Dies gilt auch für die lokal gewichtete polynomiale Regression. Dennoch spielt sie gerade in diesem Fall ihre Stärken gegenüber den meisten anderen Verfahren aus. Durch die Verwendung des Schätzverfahrens wird automatisch eine Randkorrektur der Gewichtungsfunktion vorgenommen, und zwar in einer Weise, dass diese Anpassung unter bestimmten Kriterien optimal ist (vgl. Fan und Gijbels 1996, 69 ff.). Die Anwendung der lokal gewichteten polynomialen Regression führt demnach implizit zu statistisch »vernünftigen« Schätzungen an den Datenrändern (vgl. Abb. 9).

Bleibt das Problem der Wahl der Bandweite h . Verfahren zur Wahl der Bandweite wurden in der wissenschaftlichen Literatur intensiv diskutiert (vgl. etwa Fan und Gijbels 2000), und es wurden verschiedene datengesteuerte Verfahren vorgeschlagen. In der vorliegenden Studie wird eine so genannte »Plug-In-Methode« verwendet, wie sie in Fan und Gijbels (1996, 110 ff.) diskutiert wird. Die Bandweite wird daher aus den Daten heraus geschätzt. Die Berechnung der lokal gewichteten polynomialen Regression an sich und die Schät-

Abb. 8
Epanechnikov-Kern

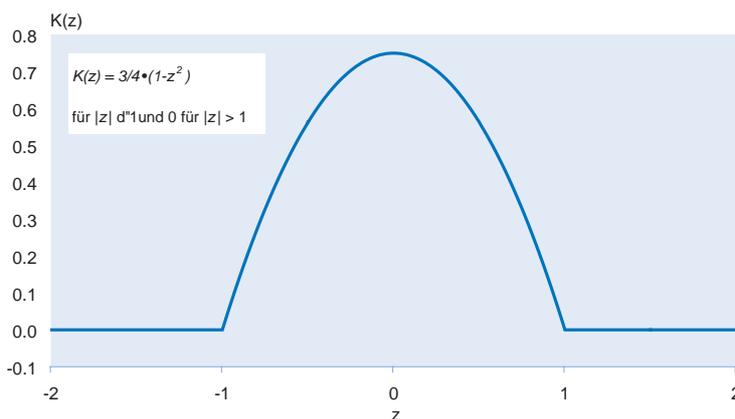
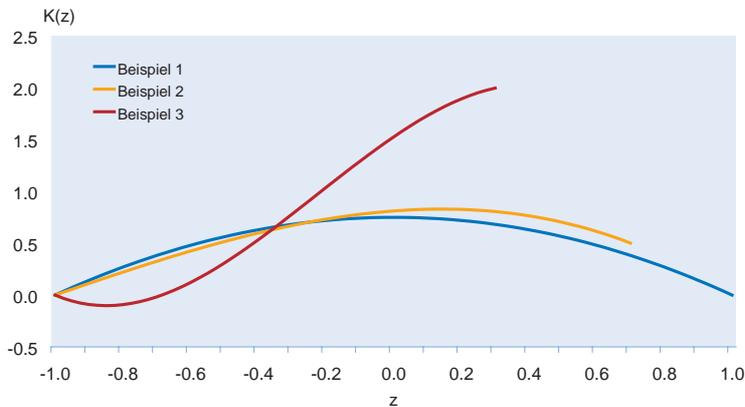


Abb. 9
Epanechnikov-Kern,
Beispiele für die Gewichtung am Rand des Datenbereichs



zung der Bandweite erfolgt hier mit der Software R (vgl. R Development Core Team 2008). Das für diese Software erhältliche Packet `locpol` enthält die zur Berechnung notwendigen Funktionen (vgl. Cabrera 2007).

Literatur

- Abberger, K. und W. Nierhaus (2007), »Das ifo Geschäftsklima: Ein zuverlässiger Frühindikator der Konjunktur«, *ifo Schnelldienst* 60(5), 25–30.
- Artis, M., M. Marcellino und T. Proietti (2003), »Dating the Euro Area Business Cycle«, C.E.P.R. Discussion Paper No. 3696.
- Baxter, M. und R.G. King (1995), »Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series«, Working Paper No. 5022, National Bureau of Economic Research.
- Bry, G. und C. Boschan (1971), »Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs«, NBER Technical Paper No. 20, Cambridge Mass.
- Cabrera, J.L.O. (2007), `locpol`: Kernel local polynomial regression. R package version 0.2-0.
- Canova, F. (1998), »Detrending and business cycle facts«, *Journal of Monetary Economics* 41, 475–512.
- Chatfield, C. (2004), *The Analysis of Time Series*, Chapman&Hall/CRC, London, New York, Washington DC.
- Cryer, J.D. und K.-S. Chan (2008), *Time Series Analysis*, Springer Verlag, Heidelberg.
- Fan, J. und I. Gijbels (1996), *Local Polynomial Modelling and its Applications*, Chapman&Hall/CRC, London, New York, Washington DC.
- Fan, J. und Q. Yao (2002), *Nonlinear Time Series*, Springer Verlag, Heidelberg.
- Fan, J. und I. Gijbels (2000), »Local Polynomial Fitting«, in: M.G. Schimek (Hrsg.), *Smoothing and Regression: Approaches, Computation and Application*, John Wiley & Sons, New York, 229–276.
- Fiorentini, G. und C. Planas (2003), <http://eemc.jrc.ec.europa.eu/EEMCArchive/Software/BUSY/BUSY-manual0603>.
- Hodrick, R.J. und E. Prescott (1997), »Post-war U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation«, *Journal of Money, Credit, and Banking* 29(1), 1–16.
- Kaiser R. und A. (2001), *Maravall, Measuring Business Cycles in Economic Time Series*, Springer Verlag, Heidelberg.
- König, H. und J. Wolters (1972), *Einführung in die Spektralanalyse ökonomischer Zeitreihen*, Verlag Anton Hain, Bodenheim.
- Lindlbauer, J.D. (1976), »Kapazitätsauslastung teilweise noch unbefriedigend«, *ifo Schnelldienst* 29(24), 6–7.
- Marquardt, W. und W. Strigel (1959), *Der Konjunkturtest, Eine neue Methode der Wirtschaftsbeobachtung*, Schriftenreihe des ifo Instituts für Wirtschaftsforschung, Nr. 38, Duncker&Humblodt, Berlin, München.
- Moore, G. und J. Shiskin (1967), »Indicators of Business Expansions and Contractions«, NBER, Occasional Paper 1003, New York.
- R Development Core Team (2008), »R: A language and environment for statistical computing«, R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>.

Shumway, R.H. und D.S. Stoffer (2000), *Time Series Analysis and Its Applications*, Springer Verlag, Heidelberg.

Statistisches Bundesamt (2007), *Fachserie 18 Reihe S. 23, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Vierteljährliche Berechnungen des Inlandsprodukts nach ESGV 1995 – Methoden und Grundlagen – Neufassung nach Revision 2005*, Wiesbaden.

Die ifo Konjunkturuhr: Ein Präzisionswerk zur Analyse der Wirtschaft

16

Klaus Abberger und Wolfgang Nierhaus

Das ifo Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft ist seit vielen Jahren der wichtigste Indikator für die Konjunktur in Deutschland. Es ist als Mittelwert der beiden Komponenten »Geschäftslage« und »Geschäftserwartungen für die nächsten sechs Monate« definiert. 1993 wurde vom ifo Institut der zyklische Zusammenhang zwischen den beiden Komponenten des Geschäftsklimas erstmals in einem Vier-Quadranten-Konjunkturphasenschema dargestellt; die ifo Konjunkturuhr war geboren (vgl. Leibfritz und Nierhaus 1993, 12 f.). Anders als beim üblichen Entwicklungsmuster von Indikatoren auf der Zeitachse bewegt sich die Konjunktur – visualisiert als Lage-Erwartungsgraph – in diesem Diagramm kreisförmig im Uhrzeigersinn, weil der Erwartungsindikator dem Geschäftslageindikator vorausseilt. Im folgenden Beitrag werden die wichtigsten Eigenschaften der ifo Konjunkturuhr aufgezeigt.

Mit Konjunkturindikatoren soll das zyklische Wirtschaftsgeschehen in marktwirtschaftlichen Systemen möglichst zeitnah und zutreffend beschrieben werden. Konjunkturindikatoren lassen sich nach ihrem zeitlichen Zusammenhang mit dem Zyklus in vorlaufende (leading), gleichlaufende (coincident) und nachlaufende (lagging) Indikatoren unterscheiden. Von besonderer Wichtigkeit für die Konjunkturanalyse sind die vorlaufenden Indikatoren (sog. *Frühindikatoren*). Ein guter Frühindikator zeichnet sich dadurch aus, dass seine Wendepunkte möglichst frühzeitig und deutlich (d.h. ohne Fehlalarme) die Wendepunkte in der Wirtschaftsentwicklung signalisieren. Darüber hinaus sollte der Vorlauf stabil sein, so dass relativ sicher abgeschätzt werden kann, wie frühzeitig das Signal des Indikators erfolgt. Schließlich sollten die Ergebnisse zeitnah vorliegen und nach der Veröffentlichung keinen größeren Revisionen unterliegen (vgl. Abberger und Wohlrabe 2006, 19).

Ein besonders zuverlässiger Frühindikator für die konjunkturelle Entwicklung in Deutschland ist das *ifo Geschäftsklima*, das in der Mitte der sechziger Jahre auf der Basis der monatlich durchgeführten Unternehmensbefragung »ifo Konjunkturtest« vom ifo Institut entwickelt worden war (vgl. Abberger und Nierhaus 2007). Das Geschäftsklima wird als geometrischer Mittelwert der beiden Komponenten »Geschäftslage« und »Geschäftserwartungen für die nächsten sechs Monate« berechnet. Konkret wird das ifo Geschäftsklima nach der Formel $[(GL + 200)(GE + 200)]^{1/2} - 200$ ermittelt, wobei GL den Prozentsaldo aus den positiven und negativen Meldungen zur aktuel-

len Geschäftslage bezeichnet und GE den Prozentsaldo aus den positiven und negativen Meldungen zu den Geschäftsaussichten in den nächsten sechs Monaten.¹ Durch die geometrische Mittelung werden die Schwankungen des ifo Geschäftsklimas bei Extremwerten im Vergleich zu einer arithmetischen Mittelung leicht gedämpft. Die beiden Klimakomponenten spiegeln die gegenwärtige Situation (die Geschäftslage ist gut/befriedigend/schlecht) und die Aussichten (die Geschäftslage wird eher günstiger/etwa gleich bleiben/eher ungünstiger) der im Konjunkturtest befragten Unternehmen wider. Die Fragen wurden vom ifo Institut miteinander verbunden, um sichtbar machen zu können, aus welcher konjunkturellen Situation heraus eine bestimmte Antizipation abgegeben wird. So bedeutet die Antizipation »etwa gleich bleiben« in einer Boomphase naturgemäß etwas anderes als in einer Rezession, nämlich Fortdauer des Booms oder Fortdauer der Rezession (vgl. Goldrian und Strigel 1989, 360).

Veröffentlicht wurde das *ifo Geschäftsklima* erstmals im Jahr 1971; zunächst allerdings nur für die *verarbeitende Industrie*. Ein Jahr später wurden die Klimadaten für die im Konjunkturtest erfassten Bereiche Industrie, Bauhauptgewerbe, Groß- und Einzelhandel – in Reaktion auf einen zwei Jahre zuvor präsentierten Diffusionsindikator des Sachverständigenrats – erstmals zu dem heute bekannten Gesamtindikator (*Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft*) zusammengefasst. Das Vier-Quadrantenschema zum zyklischen

¹ Zur Vermeidung von negativen Werten in der Wurzel werden die beiden Variablen GL und GE jeweils um die Konstante 200 erhöht.

Abb. 1
ifo Konjunkturuhr für die gewerbliche Wirtschaft
2005–2008



Quelle: ifo Konjunkturtest.

Zusammenhang von Geschäftslage und Geschäftserwartungen aus dem ifo Konjunkturtest wurde erstmals im Frühjahr 1993 veröffentlicht, wobei zum damaligen Veröffentlichungszeitpunkt die Bewegungsrichtung der Variablen im Konjunkturzyklus aufgrund einer anderen Achsenzuordnung noch entgegen dem Uhrzeigersinn erfolgte. Die heutige Darstellung mit einer Bewegungsrichtung von Geschäftslage und Erwartungen im herkömmlichen Uhrzeigersinn wurde im Jahr 1999 eingeführt (ifo Konjunkturuhr). In diesem Diagramm durchleitet die Konjunktur – visualisiert als Lage-Erwartungsgraph – die Zeitabschnitte Aufschwung, Boom, Abschwung und Rezession, weil der Erwartungsindikator dem Geschäftslageindikator vorausleitet. Abbildung 1 zeigt die Uhr für die gewerbliche Wirtschaft im aktuellen Zeitraum Januar 2005 bis November 2008 auf.

Die idealtypische Konjunkturuhr

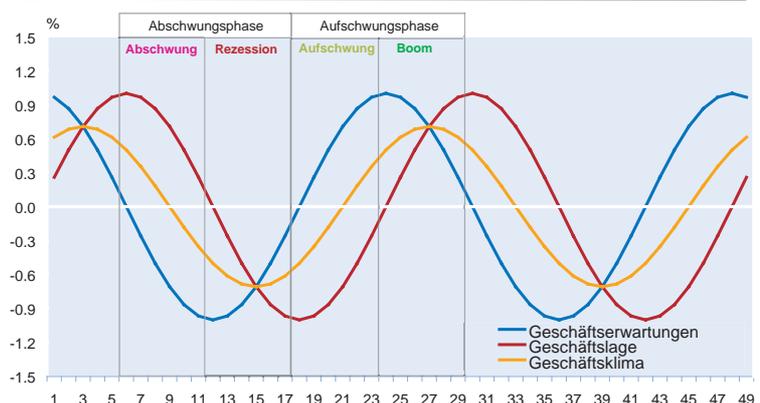
Konjunkturzyklen können grundsätzlich anhand von Schwankungen konjunkturrelevanter Variablen im Zeitverlauf definiert werden. Zyklen bestehen aus Aufschwungs- und Abschwungsphasen, wobei die einzelnen Phasen durch untere bzw. obere Wendepunkte miteinander verbunden sind. Abbildung 2 zeigt den Sachverhalt für das Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft und seine beiden Komponenten Geschäftslage und Geschäftserwartungen modellhaft auf, wobei die konjunkturelle Dynamik im konkreten Beispiel durch eine zweijährige Sinusschwingung generiert wird. Als Bestimmungsgröße für die zyklische Situation in der Gesamtwirtschaft werden die Unternehmensmeldungen zur Geschäftslage heran-

gezogen. D.h. der Geschäftslageindikator bildet den jeweils aktuellen Konjunkturstand der Gesamtwirtschaft ab. Der Erwartungsindikator antizipiert den Lageindikator exakt um sechs Monate; das Geschäftsklima als Mittelwert von Lage und Erwartungen hat damit einen gleichbleibenden Vorlauf von drei Monaten vor der Geschäftslage.

Eine komplette Aufschwungsphase – hier gemessen am konjunkturellen Verlauf des Lageindikators – reicht von einem unteren Wendepunkt bis hin zum oberen Wendepunkt. Nach dem Durchleiten des unteren Wendepunkts verbessert sich die Geschäftslage, sie ist dabei aber zunächst noch per saldo schlecht (d.h. negativ). Erst nach Überschreiten des Nullsaldos wird die Geschäftslage per saldo gut (d.h. positiv). Die beiden Teilphasen sollen hier mit den einschlägigen Namen Aufschwung bzw. Boom belegt werden. Eine Abschwungsphase reicht von einem oberen Wendepunkt bis zum unteren Wendepunkt der Geschäftslage. Auch hier lassen sich zwei Teilphasen unterscheiden und mit plakativen Namen belegen: Abschwung und Rezession. Im Abschwung verschlechtert sich die Geschäftslage, ist aber per saldo noch gut (d.h. positiv). In der Rezession ist die Geschäftslage bei weiterer Eintrübung per saldo schlecht, d.h. negativ. Da die Unternehmensmeldungen zur Geschäftslage bzw. zu den Geschäftserwartungen keinem Trend unterliegen, sind in diesem idealtypischen Beispiel alle vier Konjunkturphasen bei der hier unterstellten zweijährigen Sinusschwingung gleich lang, nämlich genau sechs Monate.

Die Grundidee der ifo Konjunkturuhr besteht nun darin, der Geschäftslage zu jedem Zeitpunkt die jeweiligen von den Unternehmen gemeldeten Geschäftserwartungen zuzuordnen. Auf der Abszisse der Konjunkturuhr ist mithin der Lage-

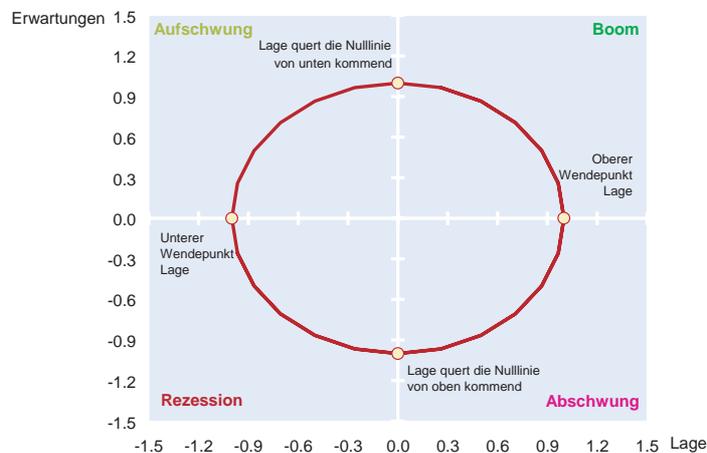
Abb. 2
Geschäftslage, Geschäftserwartungen und Geschäftsklima im Konjunkturzyklus



Konjunkturzyklus approximiert durch eine Zwei-Jahres-Sinusschwingung, Vorlauf der Geschäftserwartungen vor der Geschäftslage: 6 Monate.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Abb. 3
ifo Konjunkturuhr



Konjunkturzyklus approximiert durch eine Zwei-Jahres-Sinusschwingung, Vorlauf der Geschäftserwartungen vor der Geschäftslage: 6 Monate.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

indikator aufgetragen, auf der Ordinate der dazugehörige Wert des *Erwartungsindikators*. Durch das Fadenkreuz der beiden Nulllinien wird das Diagramm in vier Quadranten geteilt, die – gemessen am konkreten Verlauf der Geschäftslage – die vier Phasen der Konjunktur (Aufschwung, Boom, Abschwung, Rezession) markieren (vgl. Abb. 3).

Sind die Urteile der befragten Unternehmen zur Geschäftslage und zu den Geschäftserwartungen per saldo schlecht, d.h. im Minus, so befindet sich die Konjunktur in der »Rezession« (Quadrant links unten). Gelangt der Erwartungsindikator ins Plus (bei sich verbessernder, aber per saldo noch schlechter Geschäftslage), so gerät man in die Phase Aufschwung (Quadrant links oben). Sind Geschäftslage und Geschäftserwartungen beide per saldo gut, d.h. im Plus, so herrscht »Boom« (Quadrant rechts oben). Dreht der Erwartungsindikator ins Minus (bei sich verschlechternder, aber per saldo noch guter Geschäftslage), so hat der Abschwung eingesetzt (Quadrant rechts unten). Weil der Erwartungsindikator dem Lageindikator systematisch um exakt sechs Monate bei einem insgesamt zweijährigen Konjunkturzyklus voraus läuft, bewegt sich die Konjunktur in diesem Diagramm im Uhrzeigersinn in einem Kreis. Dabei schneidet der Lage-Erwartungsgraph die Abszisse der Konjunkturuhr bei Erreichen des Maximums bzw. Minimums der Geschäftslage (oberer bzw. unterer konjunktureller Wendepunkt). Die Ordinate der Uhr wird geschnitten, wenn die Geschäftslage den Nullsaldo »von unten« bzw. »von oben kommend« erreicht.

Die Phaseneinteilung der Konjunkturuhr kann natürlich auch an einer anderen Konjunkturtestreihe verankert werden. Zieht man z.B. den Geschäftsklimaindikator als zentrale Referenzreihe heran, der im gewählten Beispiel gegenüber dem Lageindikator einen zeitlichen Vorlauf von drei Monaten hat, so wür-

den sich die empirischen Grenzlinien für die vier konjunkturellen Phasen der Konjunktur (Aufschwung, Boom, Abschwung, Rezession) um 45 Grad dem Uhrzeigersinn entgegengesetzt nach hinten drehen.² Der obere bzw. der untere Wendepunkt der Konjunktur (nunmehr definiert als lokales Maximum bzw. Minimum des Geschäftsklimas) befindet sich jetzt idealtypisch auf der Diagonale, die den Eckpunkt des linksseitigen unteren Quadranten mit dem Eckpunkt des rechtsseitigen oberen Quadranten verbindet. Auf der zweiten Hauptdiagonalen der Uhr, die die beiden anderen Ecken der Uhr verbindet, liegen die Nullsalden des Geschäftsklimas. Die einzelnen Konjunkturphasen (Aufschwung, Boom, Abschwung, Rezession) befinden sich nun innerhalb der vier Dreiecke, die durch die zwei Diagonalen und ihren Schnittpunkt im Zentrum der Uhr gebildet werden (Aufschwung im linken Dreieck, Boom im oberen Dreieck, Abschwung im rechten Dreieck, Rezession im unteren Dreieck). Noch eine andere Phaseneinteilung gäbe es, wenn auf den Erwartungsindikator als Referenzreihe fokussiert würde.

Empirisch sind die Zusammenhänge naturgemäß etwas weniger stringent, als es sich in der idealtypischen Darstellung der Konjunktur – Modellierung des Zyklus durch eine gleichmäßige 24-monatige Sinusschwingung, exakte Antizipation des Lageindikators durch den Erwartungsindikator mit einem stabilen Vorlauf von genau sechs Monaten – ergibt. Denn durch kurzfristige Irritationen bei der Urteilsbildung der Unternehmen, Fehleinschätzungen, asymmetrisches Antwortverhalten usw. können sich unsystematische Bewegungen des Lage-Erwartungsgraphs innerhalb und zwischen den einzelnen Quadranten der Konjunkturuhr ergeben, die die eigentliche zyklische Bewegung überdecken bis hin zu einem temporären Rückwärtslaufen. Letzteres Entwicklungsmuster ergibt sich immer dann, wenn der Erwartungsindikator dem Lageindikator vorübergehend nachläuft. Dies würde dem Fall *adaptiver Erwartungen* entsprechen. Bei *rationalen Erwartungen* stellt sich der übliche Vorlauf der Erwartungen ein, und die ifo Konjunkturuhr läuft im Uhrzeigersinn.

Was erratische Störungen im Bewegungsablauf der Uhr anbetrifft, so zeigt eine empirische Analyse der irregulären Komponenten bei den beiden Zeitreihen, dass diese im Vergleich zur glatten Komponente nur schwach ausgeprägt sind. Zieht man das *Census X12-ARIMA*-Verfahren für die Zerlegung der Reihen heran, so beträgt das *MCD-Maß* für den Lageindikator zwei Monate, für den besonders gleichmäßig verlaufenden Erwartungsindikator sogar nur einen Monat. Das

² Zu einer empirischen Begründung dieser alternativen Quadranteneinteilung vgl. Abberger (2005, 438 ff.).

MCD-Maß zeigt, ab wann im Durchschnitt die Veränderung der glatten Komponente die irreguläre Bewegung einer Zeitreihe überwiegt. Es gibt damit die durchschnittliche Wartezeit an, bevor man relativ sicher sein kann, dass Richtungsänderungen bei Indikatoren nicht nur von zufälliger Natur sind, sondern auf zyklische Faktoren zurückgehen.³

Gravierender ist jedoch der Einwand (vgl. Gayer 2008), dass sich die Konjunkturuhr im Vier-Quadrantenschema nur dann auf einem exakt kreisförmigen Pfad bewegt, wenn der Vorlauf des Erwartungsindikators gegenüber dem Lageindikator – wie im hier beschriebenen Beispiel – gerade ein Viertel der Zykluslänge beträgt. Mathematisch betrachtet, resultiert der kreisförmige Verlauf, wenn die beiden Indikatorenfunktionen orthogonal aufeinander stehen.⁴ Dies ist bei der hier vorliegenden Modellierung des Lageindikators durch eine idealtypische Sinusschwingung unabhängig von der Zykluslänge z.B. dann der Fall, wenn der Erwartungsindikator (als Veränderung definiert) zu jedem Zeitpunkt gerade die erste Ableitung des Lageindikators (also der Kosinus) ist. Die Länge des Konjunkturzyklus in Deutschland und in anderen Industrieländern ist tatsächlich erheblich größer als der hier gewählte modellhafte Zweijahreszeitraum. In diesem Fall ist der empirisch beobachtbare Vorlauf des Erwartungsindikators gegenüber dem Lageindikator nicht groß genug, dass die beiden Kurven orthogonal aufeinander stehen. Dies verzerrt die idealtypisch zu beobachtende kreisförmige Rotation der Uhr zu einer Bewegung entlang derjenigen Hauptdiagonalen, die den Boom-Quadranten mit dem Rezessionsquadranten verbindet. Empirische Beobachtungen im Aufschwungs- bzw. Abschwungsquadranten sind mithin seltener als Beobachtungen im Boom- bzw. Rezessionsquadranten. Die Nützlichkeit der Konjunkturuhr als Analyseinstrument wird in der Praxis dadurch allerdings kaum beeinflusst. Es ist zudem grundsätzlich möglich, die Verzerrung der Konjunkturuhr infolge der Verletzung der Orthogonalitätsbedingung durch eine geeignete Transformation von Geschäftslage und Geschäftserwartungen auszuschalten (vgl. Exkurs).

Ein weiterer Grund für eine systematische Abweichung vom kreisförmigen Verlauf ergibt sich aus dem unterschiedlichen Typus der beiden Indikatoren. Während die Geschäftslage als Niveaugröße abgefragt wird (gut/befriedigend/schlecht), werden die Geschäftserwartungen als Veränderung (eher günstiger/etwa gleich bleiben/eher un-

günstiger) erhoben. Das hat rein mechanisch insbesondere zwei Effekte, die in entgegengesetzte Richtungen wirken: Die Veränderungen, die in den Erwartungen zum Ausdruck kommen, können sich in der Lagebeurteilung kumulieren. Erwarten etwa in einem Monat 100 Befragungsteilnehmer eine ungünstigere Geschäftslage und im folgenden Monat erneut 100 Befragte, dann kann es konsistent sein, dass in den beiden Monaten insgesamt 200 Unternehmen ihre Lagebeurteilung nach unten korrigieren. In die entgegengesetzte Richtung wirkt, dass nicht jede gemeldete Veränderung in eine Lageanpassung münden muss. So kann sich eine gute Geschäftslage ungünstiger entwickeln, aber dennoch weiterhin gut sein. Sie ist eben nur weniger gut. Auch kann eine schlechte Geschäftslage noch ungünstiger werden und damit weiterhin schlecht bleiben. Diese Überlegungen zeigen, dass konzeptionell der Lageindikator und der Erwartungsindikator unterschiedlich starke Ausschläge besitzen können. Die Amplituden der Indikatoren können sich somit unterscheiden. Falls diese Eigenschaft in der Analyse der Indikatoren unerwünscht ist, lässt sich dies leicht dadurch beheben, dass die Indikatoren einzeln standardisiert werden.

Eine Korrelationsanalyse

Im Folgenden soll der statistische Zusammenhang der ifo Konjunkturuhr für die gewerbliche Wirtschaft mit dem wichtigsten Konjunkturindikator der amtlichen Statistik für Deutschland, dem realen Bruttoinlandsprodukt, näher untersucht werden. Das Bruttoinlandsprodukt gilt als das umfassendste aggregierte Maß für die wirtschaftliche Leistung einer Volkswirtschaft. Es misst den Wert der im Inland hergestellten Waren und Dienstleistungen, soweit diese nicht als Vorleistungen für die Produktion anderer Waren und Dienstleistungen verwendet werden.

Die Ergebnisse der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen in Deutschland werden jedoch nur in vierteljährlicher Frequenz (und nicht wie die ifo Konjunkturtestdaten monatlich) veröffentlicht. Für einen Vergleich dieser Daten mit den ifo Konjunkturtestdaten müssen daher entweder die ifo-Daten zu Vierteljahren zusammengefasst werden, oder es müssen die amtlichen Quartalsergebnisse für das reale Bruttoinlandsprodukt in Monatswerte umgewandelt werden. Eine Umwandlung der vierteljährlichen Werte in Monatswerte kann etwa mit Hilfe der Methode der temporalen Disaggregation geschehen. Konkret wird hier nach dem einschlägigen *Chow-&Lin-Verfahren* eine mit Hilfe von Quartalsdaten geschätzte Regressionsbeziehung zwischen dem realen Bruttoinlandsprodukt und geeigneten Referenzindikatoren auf Monate übertragen (vgl. Chow und Lin 1971). Der Ansatz baut auf der Arbeitshypothese auf, dass die höherfrequenten (in diesem Fall monatli-

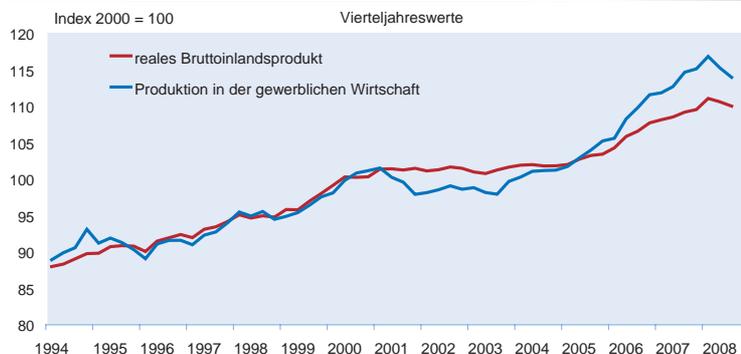
³ Das MCD-Maß (= *Months of Cyclical Dominance*) wurde 1957 von Shiskin entwickelt. Bei der Berechnung des MCD-Maßes werden die durchschnittlichen Veränderungen der irregulären Komponente einer Zeitreihe zu den durchschnittlichen Veränderungen der glatten Komponente für sukzessiv verlängerte Zeitspannen θ in Beziehung gesetzt. Das MCD-Maß gibt das niedrigste θ an, für das die durchschnittliche Veränderung der glatten Komponente die durchschnittliche Veränderung der irregulären Bewegung überwiegt.

⁴ Zwei Funktionen $f(x)$, $g(x)$ sind orthogonal im Intervall $[a, b]$, wenn das Produkt $f(x)g(x)$ eine Funktion mit dem Integral Null im Intervall $[a, b]$ ist.

chen) Indikatorreihen die monatliche Veränderung des realen Bruttoinlandsprodukts korrekt abbilden.⁵ Alle Variablen werden saisonbereinigt in das Rechenwerk eingestellt, um eine mögliche Verzerrung der temporalen Disaggregation durch saisonale Effekte von vornherein auszuschließen. Die saisonbereinigten Ergebnisse für das vierteljährliche reale Bruttoinlandsprodukts und die monatlichen Indikatorreihen beruhen auf dem *Census X12-ARIMA-Verfahren* der Bundesstatistik; für die Saisonbereinigung der Lage- bzw. Erwartungskomponente wurde das im ifo Institut standardmäßig für Konjunkturtestreihen *ASAI-Verfahren* eingesetzt.

Als monatliche Indikatorreihe für die temporale Zerlegung des vierteljährlichen Bruttoinlandsprodukts wird zum einen der *Produktionsindex für das produzierende Gewerbe* herangezogen. Dieser umfasst neben dem verarbeitenden Gewerbe auch den Bau und die Energie- und Wasserversorgung. Zum anderen wird der *Index der realen Einzelhandelsumsätze* verwendet.⁶ Auf diese Wirtschaftsbereiche, die in der Summe approximativ dem Sektor *gewerbliche Wirtschaft* in Abgrenzung des ifo Instituts entsprechen, entfallen rund ein Drittel des Bruttoinlandsprodukts. Die beiden Indizes wurden für den Zeitraum 1994 bis 2008 mit Hilfe der Wertschöpfungsanteile zu einem umfassenden monatlichen Indikator »gewerbliche Wirtschaft« verdichtet. Dieser Indikator muss, um als Referenz für eine *überschlägige* temporale Disaggregation des realen Bruttoinlandsprodukts⁷ zu dienen, zwei Kriterien genügen: Zum einen sollte er – auf vierteljährlicher Basis – mit dem realen Bruttoinlandsprodukt kointegriert sein. Zum anderen sollte die zyklische Komponente des Index möglichst mit der zyklischen Komponente des realen Bruttoinlandsprodukts übereinstimmen.

Das Chow-&Lin-Verfahren basiert auf einer Regression zwischen den vierteljährlichen Zeitreihen »Produktionsindex in der gewerblichen Wirtschaft« und dem Bruttoinlandsprodukt (vgl. Abb. 4). Diese Zeitreihen sind jedoch nicht stationär, so dass eine Regression der Niveauvariablen aus statistischer Sicht nur sinnvoll ist, wenn die in das Modell eingehenden Variablen kointegriert sind. In diesem Fall existiert eine Linearkombination der nichtstationären Variablen, die stationär ist. Es liegt somit eine lang-

Abb. 4**Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts und der Produktion in der gewerblichen Wirtschaft^{a)}**

^{a)} Produktion im produzierenden Gewerbe (verarbeitendes Gewerbe, Bau, Energie- und Wasserversorgung) sowie reale Umsätze im Einzelhandel.

Quelle: Statistisches Bundesamt; Berechnungen des ifo Instituts.

fristige Gleichgewichtsbeziehung vor, von der allerdings kurzfristig Abweichungen möglich sind. Es besteht aber immer die Tendenz zu diesem Gleichgewichtspfad zurückzukehren. Für die hier verwendete Regression wurde ein von Johansen entwickeltes Testverfahren zur Überprüfung der Kointegrationseigenschaft verwendet (Johansen's Trace Test).⁸ Das dem Test zugrunde liegende Modell wurde so spezifiziert, dass es einen unrestringierten »Drift-Term« enthält. Dieser Test verwirft zum Signifikanzniveau 0,01 die Nullhypothese, dass keine Kointegrationsbeziehung zwischen den beiden Variablen besteht. Rein visuell erkennt man in Abbildung 4 ein ähnliches Trendverhalten der beiden Variablen, wobei aber auch zwischenzeitliche markante Unterschiede im Entwicklungspfad der Variablen bestehen. Insgesamt erscheint aber eine Regression zwischen den beiden Niveauvariablen gerechtfertigt.

Ein weiteres Testkriterium für die Tauglichkeit des verwendeten monatlichen Referenzindikators *gewerbliche Wirtschaft* ist, ob seine zyklische Komponente möglichst gut mit der zyklischen Komponente des temporal disaggregierten Bruttoinlandsprodukts übereinstimmt. Zur Extraktion der zyklischen Komponenten der beiden monatlichen Zeitreihen ist hier der Baxter-King-Filter eingesetzt worden.⁹ Der Baxter-King-Filter ist ein symmetrischer Filter, der aus einer Zeitreihe nicht nur die niederfrequente Trendkomponente entfernt, sondern auch die hochfrequente irreguläre Komponente. Als Zyklus wurde die Summe aller Komponenten der Zeitreihe mit Schwingungen zwischen 6 und 32 Quartalen (= 1,5 bis 8 Jahre) angesetzt, die Länge des Baxter-King-Filters beträgt 24 Quartale (= 6 Jahre).

⁵ Die konkrete Disaggregation erfolgt mit Hilfe Softwaretools *ECOTRIM*. Das Programm kann von Eurostat kostenlos bezogen werden (vgl. Barcellan und Buono 2002).

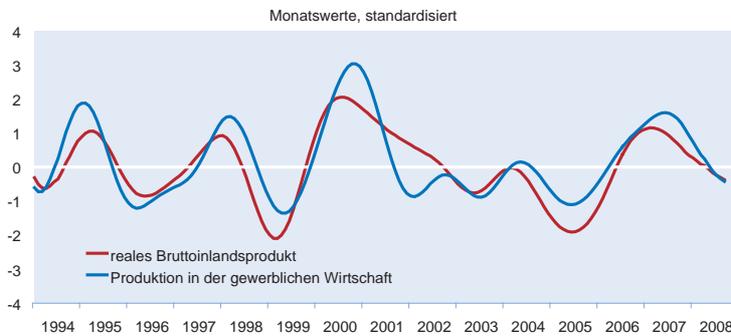
⁶ Die realen Umsätze im Großhandel werden dagegen nicht betrachtet, weil für diese keine amtlichen *Census X12-ARIMA*-Ergebnisse vorliegen, sondern nur *BV4.1*-Ergebnisse.

⁷ Die Disaggregation des Bruttoinlandsprodukts könnte in einem umfassenderen Ansatz über die Zerlegung einzelner Wertschöpfungskomponenten (Industrie, Bau usw.) und anschließender Summierung vorgenommen werden. Zu dieser Vorgehensweise vgl. Nierhaus (2008).

⁸ Der Test auf Kointegration wurde mit der Software *JMulti* berechnet. Das Programm steht unter der Webadresse www.jmulti.com zum freien Herunterladen zur Verfügung.

⁹ Die zyklischen Komponenten wurden mit der Software *BUSY* berechnet. Das Programm steht unter der Webadresse <http://eemc.jrc.ec.europa.eu/software.htm> zum freien Herunterladen zur Verfügung.

Abb. 5
Zyklische Komponenten des Bruttoinlandsprodukts und der Produktion in der gewerblichen Wirtschaft^{a)}



^{a)} Produktion im produzierenden Gewerbe (verarbeitendes Gewerbe, Bau, Energie- und Wasserversorgung) sowie reale Umsätze im Einzelhandel.

Quelle: Statistisches Bundesamt; Berechnungen des ifo Instituts.

Die Bewertung von Konjunkturindikatoren wird in der Regel anhand von statistischen Verfahren vorgenommen. Dabei wird ein besonderes Augenmerk auf die Korrelationsanalyse gelegt. Sie misst die Stärke des linearen Zusammenhangs zwischen zwei Variablen und ermöglicht die Einstufung von Indikatoren in vorlaufende, gleichlaufende und nachlaufende Indikatoren anhand des durchschnittlichen Verhaltens über den gesamten betrachteten Zeitraum hinweg. Dazu wird die Korrelationsanalyse in der Variante der Kreuzkorrelation verwendet. Diese besteht darin, die Datenreihen schrittweise zeitlich gegeneinander zu verschieben und jeweils die Korrelationen zwischen den beiden Reihen zu berechnen. Mit Hilfe dieses Verfahrens lässt sich etwa zeigen, dass das ifo Geschäftsklima ein vorlaufender (leading) Indikator für die deutsche Konjunktur ist.¹⁰

Abbildung 5 zeigt schon optisch eine recht große Übereinstimmung zwischen den beiden untersuchten monatlichen Reihen; der maximale Wert der Kreuzkorrelationsfunktion beträgt 0,83. Allerdings sind die Amplituden der zyklischen Komponente des realen Bruttoinlandsprodukts aufgrund des dämpfenden Einflusses der Dienstleistungsbereiche im Vergleich zur zyklischen Komponente der gewerblichen Wirtschaft etwas weniger ausgeprägt.

Die ifo Konjunkturuhr kann jedoch nicht mit der üblichen Korrelationsanalyse nach Bravais-Person untersucht werden, da es sich nicht um eine Betrachtung auf einer Zeitachse, sondern um eine rotierende Darstellung handelt. So liegt etwa das Zahlenpaar 0,05 und 11,55, als Zahlen interpretiert, recht weit auseinander. Als Uhrzeiten auf einer Uhr interpretiert, sind sie jedoch sehr nahe zusammen. Näher als zum Beispiel 11,55 und 11,15. Soll daher eine Korrelation zwischen der zyklischen Komponente des Bruttoinlandsprodukts und der Konjunktur-

uhr berechnet werden, ist der Besonderheit der Uhrendarstellung Rechnung zu tragen. Die zyklische Komponente des Bruttoinlandsprodukts stellt eine »übliche« lineare Variable dar, während die Uhr als zirkuläre Variable interpretiert werden kann. Eine Zufallsvariable wird zirkulär genannt, wenn ihre zweidimensionale Richtung als Winkel im Verhältnis zu einer gewählten »Nullrichtung« gemessen werden kann (vgl. Jammalamadaka und SenGupta 2001). Somit wird für die Analyse der Konjunkturuhr ein Maß für eine linear-zirkuläre Korrelation, d.h. eine Korrelation zwischen einer linearen und einer zirkulären Variablen, benötigt.

Ein geeignetes Maß für die Korrelation zwischen einer linearen Variablen und einer zirkulären Variablen ist die multiple Korrelation zwischen der linearen Variablen X und den Komponenten (cos α, sin α) der zirkulären Variablen¹¹ α. Ein solches Maß ist

$$r^2 = \frac{r_{xc}^2 + r_{xs}^2 - 2r_{xc}r_{xs}r_{cs}}{1 - r_{cs}^2}$$

mit

$$r_{xc} = \text{Korrelation}(x, \cos \alpha)$$

$$r_{xs} = \text{Korrelation}(x, \sin \alpha)$$

$$r_{cs} = \text{Korrelation}(\cos \alpha, \sin \alpha)$$

Für die ifo Konjunkturuhr wird dabei die zirkuläre Variable α berechnet durch

$$\alpha_t = \arctan \left\{ \frac{\text{Prozentsalden der Erwartungsfrage}_t}{\text{Prozentsalden der Lagebeurteilung}_t} \right\},$$

wobei die beiden Zeitreihen der Prozentsalden jeweils mittelwertbereinigt werden. D.h., die über den betrachteten Zeitraum errechneten arithmetischen Mittel der Indikatorenreihen werden jeweils von den Prozentsalden abgezogen. Somit ergeben sich um null zentrierte Indikatorenreihen.

Mit dem Maß der *linear-zirkulären Korrelation* kann das Zusammenspiel der Bewegungsrichtung in der Konjunkturuhr mit der zyklischen Komponente des monatlichen Bruttoinlandsprodukts bzw. mit der zyklischen Komponente der Produktion in der gewerblichen Wirtschaft bewertet werden. Die berechnete Korrelation zwischen Uhr und der zyklischen Komponente des Bruttoinlandsprodukts beträgt 0,51 und ist somit deutlich positiv. Noch höher ist die Korrelation zwi-

¹⁰ Vgl. Abberger und Nierhaus (2007). Eine weitere Anwendung der Kreuzkorrelationsanalyse auf eine andere ifo-Zeitreihe, der ifo Kapazitätsauslastung, enthält Abberger und Nierhaus (2008).

¹¹ Ein solches Maß diskutieren Mardia (1976) sowie Johnson und Wehrly (1977).

schen der Uhr und der Produktion in der gewerblichen Wirtschaft, für die sich ein Wert von 0,73 ergibt. Diese Ergebnisse zeigen, dass die ifo Konjunkturuhr die konjunkturelle Entwicklung der deutschen Wirtschaft sehr gut umsetzt und widerspiegelt.

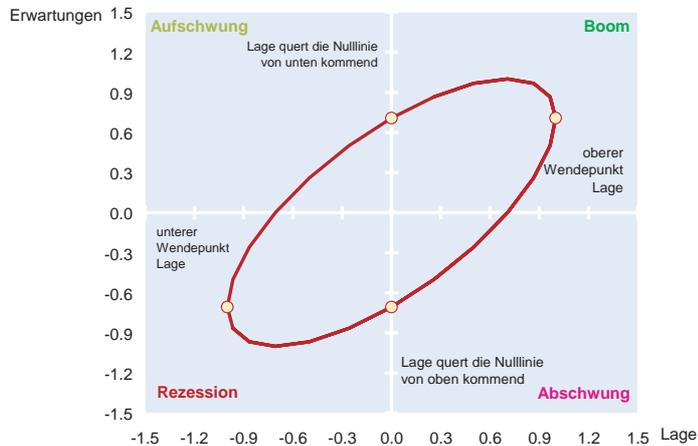
Exkurs: Entzerrung der Konjunkturuhr

Die Annahme, dass die Konjunkturuhr immer rund verläuft, ist oftmals nicht erfüllt. Auch bei idealtypischen sinusförmigen Kurvenverläufen ergibt sich nur bei bestimmten Konstellationen ein vollständig runder Gang der Uhr. Und zwar ist dies z.B. der Fall, wenn bei rationalen Erwartungen die beiden Eingangszeitreihen orthogonal zueinander stehen. Bestimmt wird diese Eigenschaft durch die Schwingungsdauer der beiden Funktionen und der Phasenverschiebung zwischen ihnen. Stehen die Funktionen nicht orthogonal aufeinander, resultiert in diesem Beispiel ein ellipsenförmiger Verlauf der Uhr. Auch in der Praxis wird die Konjunkturuhr in der Regel nicht exakt rund gehen. Die Analyse und die Interpretation der Uhr beeinflusst das jedoch normalerweise kaum. Dennoch wird im Folgenden eine Transformation vorgestellt, mit der die Uhr bei Bedarf entzerrt werden kann.

Die Transformation ist allgemein anwendbar, soll hier jedoch an dem eingangs verwendeten idealtypischen Beispiel eines zweijährigen sinusförmigen Zyklus demonstriert werden. Ausgangspunkt der Überlegungen ist ein idealtypischer elliptischer Verlauf, der sich bei einem zweijährigen Konjunkturzyklus ergibt, falls der Erwartungsindikator gegenüber der Geschäftslage lediglich einen Vorlauf von drei Monaten hat (vgl. Abb. 6). Die Transformation besteht aus den folgenden Schritten:

1. Es wird die Richtung bestimmt, in der die Ellipse ihre längste Ausdehnung hat. Vom Ursprung aus kann eine Gerade in diese Richtung eingezogen werden. Eine zweite Gerade wird so eingezeichnet, dass sie ebenfalls durch den Ursprung geht, jedoch im rechten Winkel auf der ersten Geraden steht. Diese beiden Geraden bilden ein neues Koordinatensystem.
2. Die Ellipse wird rotiert. Das neue Koordinatensystem wird so weit gedreht, bis es in der üblichen aufrechten Stellung ist. Der Ursprung verändert sich nicht, es wird um diesen Ursprung gedreht. Die Ellipse wird dadurch so ge-

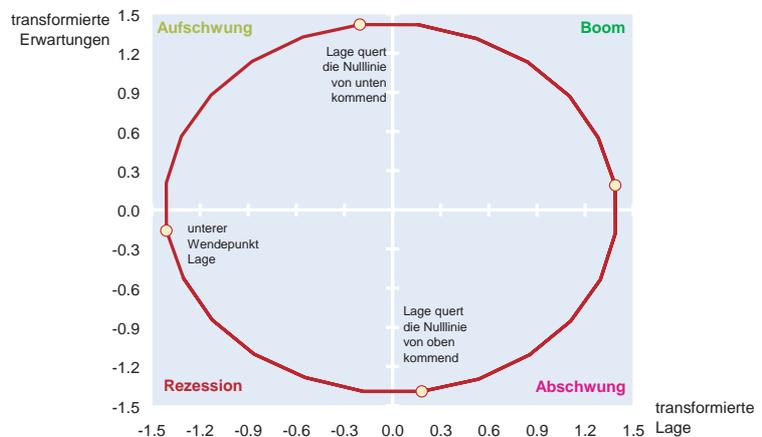
Abb. 6
ifo Konjunkturuhr



Konjunkturzyklus approximiert durch eine Zwei-Jahres-Sinusschwingung, Vorlauf der Geschäftserwartungen vor der Geschäftslage: 3 Monate.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Abb. 7
Transformierte ifo Konjunkturuhr



Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

dreht, dass ihre längste Ausdehnung auf einer der Achsen liegt und ihre kürzeste auf der anderen.

3. Die neuen x- und y-Daten werden standardisiert. Es wird eine in der Statistik übliche Standardisierung vorgenommen. Die Abszissenwerte werden durch ihre Standardabweichung dividiert und ebenso die Ordinatenwerte. Durch diese Divisionen wird die Uhr runder, die Varianz ist in beiden Achsenrichtungen nun gleich groß.
4. Um die ursprüngliche Anordnung der Quadranten wieder herzustellen, werden die Achsen wieder in die anfängliche Position zurück rotiert.

Nach Ablauf dieser Prozedur erhält man in dem idealtypischen Datenbeispiel eine Uhr, die nun rund läuft (vgl. Abb. 7).

Lageindikator und Erwartungsindikator sind jetzt orthogonale Funktionen.

Das mathematische Instrumentarium, mit dem diese Transformation bewältigt werden kann, ist die Hauptkomponentenanalyse. Diese basiert wiederum auf der so genannten Spektralzerlegung oder Jordan-Zerlegung. Danach kann eine symmetrische Matrix A ($p \times p$) geschrieben werden als

$$A = \Gamma \Lambda \Gamma^T$$

mit Λ einer Diagonalmatrix der Eigenwerte von A und Γ einer orthogonalen Matrix, deren Spalten die standardisierten Eigenvektoren bilden. Da der vorliegende Anwendungsfall *Konjunktur- uhr* zweidimensional ist, gilt hier $p = 2$, und es existieren zwei Eigenvektoren und zwei dazugehörige Eigenwerte. Es seien λ_1 und λ_2 die Eigenwerte von A . Würde die Uhr exakt kreisförmig verlaufen, würde $\lambda_1 = \lambda_2$ resultieren. Bei Vorliegen einer Ellipse ergeben sich unterschiedliche Eigenwerte. Sei $\lambda_1 > \lambda_2$, und seien γ_1 und γ_2 die zugehörigen Eigenvektoren, dann gibt der Vektor γ_1 die Richtung der größten Ausdehnung der Ellipse an.¹² Damit ist die im Schritt 1 der Prozedur gesuchte Richtung gefunden. Auch die Richtung für die zweite Gerade liegt vor und ist bestimmt durch γ_2 . Die Matrix Γ bewirkt somit die in Schritt 2 beschriebene Rotation. Praktisch bedeutet dies folgendes: Sei X eine $(2 \times T)$ -Matrix, die T Beobachtungen für die beiden Variablen Geschäftslage und Geschäftserwartungen enthält. Sie besitzt den Erwartungswertvektor μ und die Varianz-Kovarianzmatrix Σ . Schritt 1 der Prozedur besteht in der Spektralzerlegung der Varianz-Kovarianzmatrix Σ . Schritt 2 ist dann die Transformation

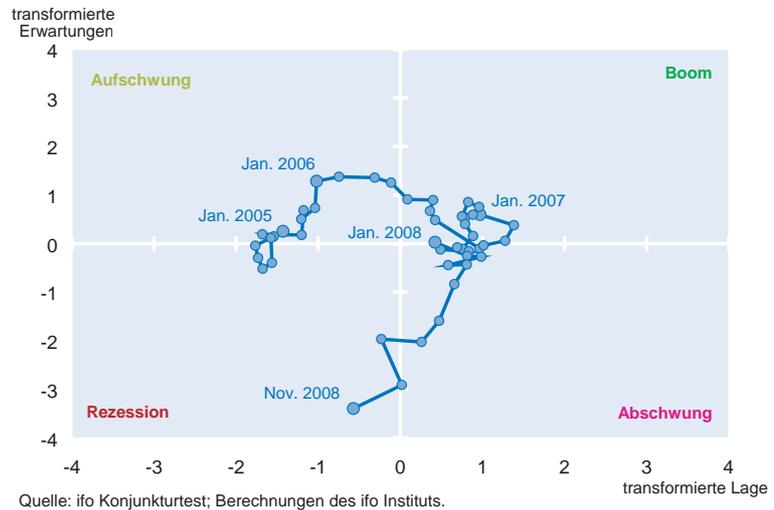
$$X \rightarrow Y = \Gamma^T (X - \mu)$$

Mit Γ ist natürlich auch die Rotation in Schritt 4 bestimmt, die die Drehung aus Schritt 2 rückgängig macht. Bleibt die Standardisierung in Schritt 3. Hier lässt sich verwenden, dass die ermittelten Eigenwerte gleich der Varianzen von Y sind. Es gilt (vgl. Mardia, Kent und Bibby 2000, 215) $\text{Var}(y_1) = \lambda_1$ und $\text{Var}(y_2) = \lambda_2$. Mit $\phi = \text{diag}(\lambda_1^{1/2}, \lambda_2^{1/2})$ folgt daher, dass die gesamte Transformation, die oben in den Schritten 1 bis 4 beschrieben wird, dargestellt werden kann durch

$$X \rightarrow Z = (\Gamma^T)^{-1} \phi^{-1} \Gamma^T (X - \mu)$$

¹² Für einen Beweis dieser Aussage vgl. Mardia, Kent und Bibby (2000, 484).

Abb. 8
Transformierte ifo Konjunktur- uhr für die gewerbliche Wirtschaft 2005–2008



Da es sich bei Γ um eine orthogonale Matrix handelt, lässt sich die Transformation noch vereinfachen zu

$$X \rightarrow Z = \Gamma \Phi^{-1} \Gamma^T (X - \mu)$$

wobei $\phi^{-1} = \text{diag}(1/\lambda_1^{1/2}, 1/\lambda_2^{1/2})$ gilt. Da zahlreiche Statistik- oder Mathematikprogramme eine rasche Eigenwertzerlegung oder Hauptkomponentenanalyse ermöglichen, hat man durch diese Transformation ein Verfahren gewonnen, mit der die Konjunktur- uhr zügig entzerrt werden kann. Die Anwendbarkeit beschränkt sich dabei nicht auf den vorgestellten idealtypischen Fall. Dieses Verfahren kann immer eingesetzt werden, wenn die Uhr sich zu sehr in eine Richtung ausdehnt.

Empirisch wird das Verfahren für den aktuellen Zeitraum 2005 bis 2008 angewendet. Abbildung 8 zeigt für die gewerbliche Wirtschaft eine durch Hauptkomponentenanalyse transformierte Konjunktur- uhr. Die konjunkturellen Signale sind nunmehr noch trennschärfer als bisher; so beginnt die Aufschwungsphase des aktuellen Zyklus – nach dem Durchschreiten des unteren Wendepunkts im zweiten Quartal 2005 – im dritten Quartal 2005; die Boomphase im zweiten Quartal 2006 und die Abschwungsphase im dritten Quartal 2007. Die Rezession beginnt im vierten Quartal 2008.

Fazit

»Business and consumer surveys are a popular tool for business cycle analysis. A standard way of using survey results is plotting the answers to specific questions, or combined indicators thereof, against time. An example of a slightly more sophisticated way of data presentation is the Ifo institute's »Konjunktur- uhr«, visualising the inter-

action between managers' business assessment and expectations.« (Gayer 2008, 1 f.). Bereits seit 1993 stellt das ifo Institut den oben zitierten zyklischen Zusammenhang zwischen der Lage- und der Erwartungskomponente des ifo Geschäftsklimas in einem Vier-Quadrantenschema dar (ifo Konjunkturuhr). Auf der Abszisse der Uhr sind die Meldungen der befragten Unternehmen zur Geschäftslage abgetragen, auf der Ordinate die Geschäftserwartungen. Durch den Schnittpunkt der beiden Nulllinien wird das Diagramm in vier Quadranten geteilt, die vier Teilphasen des Konjunkturzyklus markieren (Aufschwung, Boom, Abschwung, Rezession). Sind Lageindikator und Erwartungsindikator orthogonale Funktionen, so bewegt sich die Konjunktur bei rationaler Erwartungsbildung in diesem Diagramm im Uhrzeigersinn im Kreis. Stehen Lage- bzw. Erwartungsindikator nicht orthogonal aufeinander, was empirisch der Regelfall sein dürfte, so wird die idealtypisch zu beobachtende kreisförmige Rotation der Uhr zu einer Bewegung entlang derjenigen Hauptdiagonalen verbogen, die den Boomquadranten mit dem Rezessionsquadranten verbindet. Die Analyse und die Interpretation der Uhr beeinflusst das jedoch normalerweise kaum. Zudem kann die ifo Konjunkturuhr bei Bedarf mit dem Instrument der *Hauptkomponentenanalyse* mühelos entzerrt werden.

Mit dem Maß der *linear-zirkulären Korrelation* kann das Zusammenspiel der Bewegungsrichtung in der Konjunkturuhr mit der zyklischen Komponente des monatlichen Bruttoinlandsprodukts bzw. mit der zyklischen Komponente der Produktion in der gewerblichen Wirtschaft bewertet werden. Die berechnete Korrelation zwischen Uhr und der zyklischen Komponente des Bruttoinlandsprodukts beträgt 0,51 und ist somit deutlich positiv. Noch höher ist die Korrelation zwischen der Uhr und der Produktion in der gewerblichen Wirtschaft, für die sich ein Wert von 0,73 ergibt. Diese Ergebnisse zeigen, dass die ifo Konjunkturuhr die konjunkturelle Entwicklung der deutschen Wirtschaft sehr gut umsetzt und widerspiegelt.

Die ifo Konjunkturuhr besitzt für die Konjunkturanalyse die Vorzüge, dass sie sehr zeitnah verfügbar ist, keinen Revisionen unterliegt und klare Signale ohne größere Störungen sendet. Damit erfüllt sie für die Konjunkturanalyse wichtige Eigenschaften.¹³ Gegenüber anderen modernen graphischen Monitorsystemen, die den Zyklus in einem Vier-Quadrantensystem der konjunkturellen Grundphasen abbilden – so der 2005 entwickelte »Business Cycle Tracer« des niederländischen Statistischen Amtes und die daraus adaptierte »European Business Cycle Clock« von Eurostat bzw. der »Konjunkturmonitor« des Statistischen Bundesamts – zeigt die ifo Konjunkturuhr die zyklische Entwicklung an, ohne dass eine vorherige *Trendbereinigung* der Eingangsreihen notwendig ist.¹⁴ Damit

entfallen die Probleme, die eine solche Trendbereinigung mit sich bringt. Unterschiedliche Filter können nämlich unterschiedliche Konjunkturzyklen extrahieren und die Schätzungen an den Rändern der Zeitreihen können sehr instabil sein (vgl. Canova 1998). Die ifo Konjunkturuhr gibt bereits ohne aprioristische Trendbereinigung klare Konjunktursignale. Sie ist damit ein wichtiger und zuverlässiger Monitor für die Darstellung und Beurteilung der aktuellen Konjunkturentwicklung.

Literatur

- Abberger, K. (2005), »Another Look at the Ifo Business Cycle Clock«, *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis* 2(3), 431–443.
- Abberger, K. und W. Nierhaus (2007), »Das ifo Geschäftsklima: Ein zuverlässiger Frühindikator der Konjunktur«, *ifo Schnelldienst* 60(5), 25–30.
- Abberger, K. und W. Nierhaus (2008), »Das ifo Geschäftsklima: Die ifo Kapazitätsauslastung – ein gleichlaufender Indikator der deutschen Industriekonjunktur«, *ifo Schnelldienst* 61(16), 15–23.
- Abberger, K. und K. Wohlrabe (2006), »Einige Prognoseeigenschaften des ifo Geschäftsklimas – Ein Überblick über die neuere wissenschaftliche Literatur«, *ifo Schnelldienst* 59(22), 19–26.
- Barcellan, R. und D. Buono (2002), *Temporal Disaggregation Techniques, ECOTRIM Interface (Version 1.01), User Manual*, Eurostat, Brüssel.
- Canova, F. (1998), »Detrending and business cycle facts«, *Journal of Monetary Economics* 41, 475–512.
- Chow, G.C. und A. Lin (1971), »Best linear unbiased interpolation, distribution and exploration of time series by related series«, *The Review of Economics and Statistics* 53(4), 372–375.
- Eurostat (2008), *The European Business Cycle Clock*, http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/BCC/explanation_en.html.
- Gayer, C. (2008), *Report: The Economic Climate Tracer – A tool to visualise the cyclical stance of the economy using survey data*, <http://www.oecd.org/dataoecd/12/47/39578745.pdf>.
- Goldrian, G. und W.H. Strigel (1989), »Nationale Gesamtindikatoren auf der Basis von Konjunkturumfragen«, in: K.H. Oppenländer und G. Poser (Hrsg.), *Handbuch der ifo Umfragen*, Duncker&Humblot, Berlin, München, 358–372.
- Jammalamadaka, S.R. und A. SenGupta (2002), *Topics in Circular Statistics*, World Scientific, London.
- Johnson, R.A. und T. E. Wehrly (1977), »Measures and models for angular correlation and angular-linear correlation«, *Journal of the Royal Statistical Society* 39, 222–229.
- Leibfritz, W. und W. Nierhaus (1993), »Westdeutsche Wirtschaft: Wie tief ist die Rezession?«, *ifo Schnelldienst* 46(7), 10–15.
- Mardia, K.V. (1976), »Linear-circular correlation coefficients and rhythmometry«, *Biometrika* 63,403–405.
- Mardia, K.V., J.T. Kent und J.M. Bibby (2000), *Multivariate Analysis*, Academic Press, London.
- Moore G. und J. Shiskin (1967), »Indicators of Business Expansions and Contractions«, NBER, Occasional Paper 1003, New York.
- Nierhaus, W. (2008), »Vierteljährliche Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen für den Freistaat Sachsen mit Hilfe temporaler Disaggregation«, *Wirtschaft in Sachsen* (1), 1–15.
- Ruth, F. van, B. Schouten und R. Wekker (2005), *The Statistics Netherlands' Business Cycle Tracer. Methodological aspects; concept, cycle computation and indicator selection*, October 2005, <http://www.cbs.nl/NR/rdonlyres/253FD272-B93E-46FF-A474-1E5A396C81F1/0/2005methodebusinesscycletracerart.pdf>.
- Statistisches Bundesamt (2008), *Erläuterungen zum Konjunkturmonitor*, <http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Content/Statistiken/Zeitreihen/Konjunkturmonitortabellen/KonjunkturmonitorErlaeuterungen%2Cproperty%3Dfile.pdf>.

¹³ Vgl. die grundlegende Arbeit des NBER (Moore und Shiskin 1967).

¹⁴ Bei diesen Monitorsystemen wird grundsätzlich auf die Abweichung der Trend-Zykluskomponente eines Indikatoren vom Trend bzw. deren Veränderung im Zeitablauf abgestellt (vgl. Ruth, Schouten und Wekker 2005; Eurostat 2008; Statistisches Bundesamt 2008; Gayer 2008).

Die ifo Konjunkturuhr: Zirkuläre Korrelation mit dem Bruttoinlandsprodukt

32

Klaus Abberger und Wolfgang Nierhaus

Das ifo Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft ist seit vielen Jahren der wichtigste Frühindikator für die konjunkturelle Entwicklung in Deutschland. Im Jahr 1993 wurde vom ifo Institut der zyklische Zusammenhang zwischen den beiden Komponenten des Geschäftsklimas (Geschäftslage und -erwartungen) erstmals in einem Vier-Quadranten-Konjunkturphasenschema dargestellt – die ifo Konjunkturuhr. Inzwischen gibt es weitere Monitorsysteme, die das zyklische Geschehen in einem Vier-Quadrantenschema abbilden – so der 2005 entwickelte »Business Cycle Tracer« des Statistischen Zentralamts der Niederlande und die daraus adaptierte »European Business Cycle Clock« von Eurostat, die »OECD Business Cycle Clock« sowie der »Konjunkturmonitor« des Statistischen Bundesamts. Bei diesen Systemen wird für ausgewählte Indikatoren der Zusammenhang zwischen der zyklischen Komponente und deren Veränderung aufgezeigt. Im folgenden Beitrag wird auf die Zusammenhänge zwischen der ifo Konjunkturuhr und einem Konjunkturmonitor eingegangen, der für das reale Bruttoinlandsprodukt in Deutschland konstruiert wurde.

Mit Konjunkturindikatoren soll das zyklische Wirtschaftsgeschehen in marktwirtschaftlichen Systemen möglichst zeitnah und zutreffend beschrieben werden. Ein besonders zuverlässiger Frühindikator für die konjunkturelle Entwicklung in Deutschland ist das *ifo Geschäftsklima*, das in der Mitte der sechziger Jahre auf der Basis der monatlich durchgeführten Unternehmensbefragung »ifo Konjunkturtest« vom ifo Institut entwickelt worden war (vgl. Abberger und Nierhaus 2007). Das Geschäftsklima wird als geometrischer Mittelwert der beiden Komponenten »Geschäftslage« und »Geschäftserwartungen für die nächsten sechs Monate« berechnet. Ein *Vier-Quadrantenschema* zum zyklischen Zusammenhang zwischen den beiden Klimakomponenten wurde vom ifo Institut erstmals im Jahr 1993 präsentiert (*ifo Konjunkturuhr*). Die Grundidee der ifo Konjunkturuhr besteht darin, der Geschäftslage zu jedem Zeitpunkt die jeweiligen von den Unternehmen gemeldeten Geschäftserwartungen zuzuordnen. In diesem Diagramm durchläuft die Konjunktur – visualisiert als Lage-Erwartungsgraph – die Phasen Aufschwung, Boom, Abschwung und Rezession, weil der Erwartungsindikator dem Geschäftslageindikator vorausgeht (vgl. Abberger und Nierhaus 2008a).

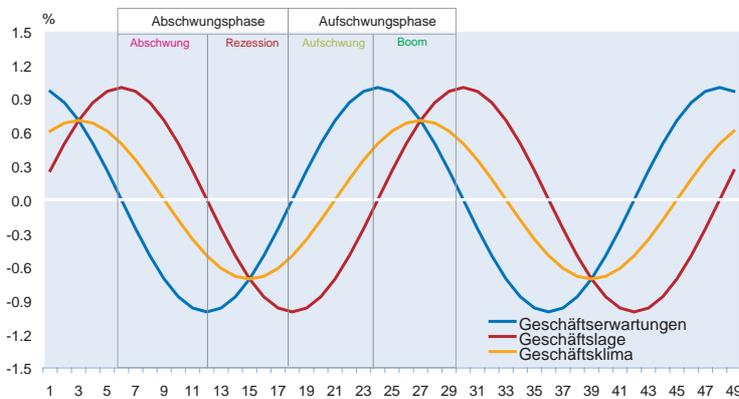
Im Folgenden soll auf die Zusammenhänge zwischen der *ifo Konjunkturuhr für die gewerbliche Wirtschaft* und dem vom Statistischen Bundesamt für Deutschland entwickelten *Konjunkturmonitor für das reale Bruttoinlandsprodukt* (BIP) ein-

gegangen werden. Der BIP-Konjunkturmonitor ist ein weiteres modernes Monitorsystem, das das zyklische Geschehen auf gesamtwirtschaftlicher Ebene in einem Vier-Quadrantenschema abzubilden vermag. In dieser Studie werden zunächst die beiden Monitorkonzepte vorgestellt. Anschließend werden die Eingangsreihen der beiden Systeme auf *lineare Korrelation* hin untersucht. Danach wird die Bedeutung orthogonaler Funktionen für die anschließende zirkuläre Analyse diskutiert. Diese erfolgt zunächst durch eine visuelle Überprüfung der beiden Vier-Quadrantenschemata auf übereinstimmende zyklische Muster. Mit Hilfe des statistischen Verfahrens der *zirkulären Korrelation* wird in einem zweiten Schritt geprüft, ob die zyklischen Bewegungsmuster von ifo Konjunkturuhr und BIP-Konjunkturmonitor *statistisch signifikante* Ähnlichkeiten aufweisen. Schließlich wird die Trennschärfe der ifo Konjunkturuhr hinsichtlich der Klassifikation von konjunkturellen Grundphasen *Aufschwung/Abschwung* mittels einer *Fehlertafel* untersucht.

Die ifo Konjunkturuhr

Konjunkturzyklen können grundsätzlich anhand von Schwankungen konjunkturrelevanter Variablen im Zeitverlauf definiert werden. Eine Zwei-Phasen-Einteilung der Zyklen besteht aus einer Aufschwungs- und einer Abschwungsphasen, wobei die einzelnen Phasen durch untere bzw. obere Wendepunkte miteinander verbunden

Abb. 1
Geschäftslage, Geschäftserwartungen und Geschäftsklima im Konjunkturzyklus



Konjunkturzyklus approximiert durch eine Zwei-Jahres-Sinusschwingung, Vorlauf der Geschäftserwartungen vor der Geschäftslage: sechs Monate.
Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

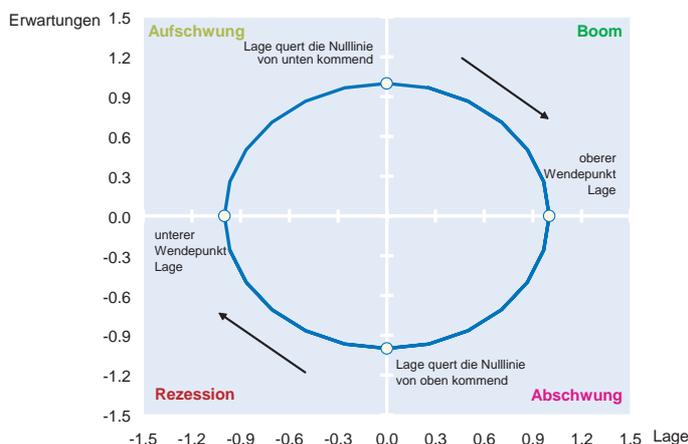
sind. Abbildung 1 zeigt den Sachverhalt für ein künstlich konstruiertes *Geschäftsklima* und seine beiden Komponenten *Geschäftslage* und *Geschäftserwartungen* modellhaft auf. Als koinzidente Bestimmungsgröße für die konjunkturelle Situation in der Gesamtwirtschaft wird der *Geschäftslageindikator* herangezogen, dessen Zyklus durch eine zweijährige Sinusschwingung beschrieben wird. Der Erwartungsindikator antizipiert den Lageindikator exakt um sechs Monate; das Geschäftsklima als Mittelwertwert von Lage und Erwartungen hat damit einen gleichbleibenden Vorlauf von drei Monaten vor der Geschäftslage.

Die konjunkturelle Grundphase *Aufschwung* – gemessen am Verlauf des Lageindicators – reicht von einem unteren Wendepunkt bis hin zum oberen Wendepunkt. Nach dem Durcheilen des unteren Wendepunkts verbessert sich

die Geschäftslage, sie ist dabei aber zunächst noch per saldo schlecht (d.h. negativ). Erst nach Überschreiten des Nullsaldos wird die Geschäftslage per saldo gut (d.h. positiv). Die beiden Teilphasen sollen hier mit den einschlägigen Namen *Aufschwung* bzw. *Boom* belegt werden. Die konjunkturelle Grundphase *Abschwung* reicht von einem oberen Wendepunkt bis zum unteren Wendepunkt. Auch hier lassen sich zwei Teilphasen unterscheiden und mit plakativen Namen belegen: *Abschwung* und *Rezession*. Im *Abschwung* verschlechtert sich die Geschäftslage, ist aber per saldo noch gut (d.h. positiv). In der *Rezession* ist die Geschäftslage bei weiterer Eintrübung per saldo schlecht, d.h. negativ. Da die Unternehmensmeldungen zur Geschäftslage bzw. zu den Geschäftserwartungen keinem Trend unterliegen, sind in diesem idealtypischen Beispiel alle vier Konjunkturphasen bei der hier unterstellten zweijährigen Sinusschwingung gleich lang, nämlich genau sechs Monate.

Die Grundidee der ifo Konjunkturuhr besteht darin, der Geschäftslage (gut/befriedigend/schlecht) zu jedem Zeitpunkt die jeweiligen von den Unternehmen gemeldeten Geschäftserwartungen (eher günstiger/etwa gleich bleiben/eher ungünstiger) zuzuordnen. Auf der Abszisse der Konjunkturuhr ist mithin der *Lageindikator* aufgetragen, auf der Ordinate der dazugehörige Wert des *Erwartungsindicators*. Durch das Fadenkreuz der beiden Nulllinien wird das Diagramm in vier Quadranten geteilt, die – gemessen am Verlauf der Geschäftslage – die vier Phasen der Konjunktur (*Aufschwung*, *Boom*, *Abschwung*, *Rezession*) markieren (vgl. Abb. 2).

Abb. 2
ifo Konjunkturuhr



Konjunkturzyklus approximiert durch eine Zwei-Jahres-Sinusschwingung, Vorlauf der Geschäftserwartungen vor der Geschäftslage: sechs Monate.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Sind die Urteile der befragten Unternehmen zur Geschäftslage und zu den Geschäftserwartungen per saldo schlecht, d.h. im Minus, so befindet sich die Konjunktur in der »Rezession«¹ (Quadrant links unten). Gelangt der Erwartungsindikator ins Plus (bei sich verbessernder, aber per saldo noch schlechter Geschäftslage), so gerät man in die Phase *Aufschwung* (Quadrant links oben). Sind Geschäftslage und Geschäftserwartungen beide per saldo gut, d.h. im Plus, so herrscht »Boom« (Quadrant rechts oben). Dreht der Erwartungsindikator ins Minus (bei sich ver-

¹ Diese Bezeichnung »Rezession« wird hier verwendet, um eine bestimmte Lage-Erwartungskombination zu bezeichnen. Dies entspricht nicht der üblichen Definition einer Rezession in der Realwirtschaft. Zur Definition einer Rezession vgl. Abberger und Nierhaus (2008b).

schlechternder, aber per saldo noch guter Geschäftslage), so hat der Abschwung eingesetzt (Quadrant rechts unten). Weil der Erwartungsindikator dem Lageindikator systematisch um exakt sechst Monate bei einem insgesamt zweijährigen Konjunkturzyklus voraus läuft, bewegt sich die Konjunktur in diesem Diagramm im Uhrzeigersinn in einem Kreis. Dabei schneidet der Lage-Erwartungsgraph die Abszisse der Konjunkturuhr bei Erreichen des Maximums bzw. Minimums der Geschäftslage (oberer bzw. unterer konjunktureller Wendepunkt). Die Ordinate der Uhr wird geschnitten, wenn die Geschäftslage den Nullsaldo »von unten« bzw. »von oben kommend« erreicht.

Empirisch sind die Zusammenhänge naturgemäß etwas weniger stringent, als es sich in der idealtypischen Darstellung der Konjunkturuhr – Modellierung des Zyklus durch eine gleichmäßige 24-monatige Sinusschwingung, exakte Antizipation des Lageindikators durch den Erwartungsindikator mit einem stabilen Vorlauf von genau sechs Monaten – ergibt. Denn durch kurzfristige Irritationen bei der Urteilsbildung der Unternehmen, Fehleinschätzungen, asymmetrisches Antwortverhalten usw. können sich unsystematische Bewegungen des Lage-Erwartungsgraphs innerhalb und zwischen den einzelnen Quadranten der Konjunkturuhr ergeben, die die eigentliche zyklische Bewegung überdecken bis hin zu einem temporären Rückwärtslaufen. Letzteres Entwicklungsmuster ergibt sich immer dann, wenn der Erwartungsindikator dem Lageindikator vorübergehend nachläuft. Dies würde dem Fall *adaptiver Erwartungen* entsprechen. Bei *rationalen Erwartungen* stellt sich der übliche Vorlauf der Erwartungen ein, und die ifo Konjunkturuhr läuft im Uhrzeigersinn.

Ein weiterer Grund für eine systematische Abweichung vom kreisförmigen Verlauf ergibt sich aus dem unterschiedlichen Typus der beiden Indikatoren. Während die Geschäftslage als Niveaugröße abgefragt wird, werden die Geschäftserwartungen als Veränderung erhoben. Das hat rein mechanisch insbesondere zwei Effekte, die in entgegengesetzte Richtungen wirken: Die Veränderungen, die in den Erwartungen zum Ausdruck kommen, können sich in der Lagebeurteilung kumulieren. Erwarten etwa in einem Monat 100 Befragungsteilnehmer eine ungünstigere Geschäftslage und im folgenden Monat erneut 100 Befragte, dann kann es konsistent sein, dass in den beiden Monaten insgesamt 200 Unternehmen ihre Lagebeurteilung nach unten korrigieren. In die entgegengesetzte Richtung wirkt, dass nicht jede gemeldete Veränderung in eine Lageanpassung münden muss. So kann sich eine gute Geschäftslage ungünstiger entwickeln, aber dennoch weiterhin gut sein. Sie ist eben nur weniger gut. Auch kann eine schlechte Geschäftslage noch ungünstiger werden und damit weiterhin schlecht bleiben. Diese Überlegungen zeigen, dass der Lageindikator und der Erwartungsindikator unterschiedlich starke Ausschläge besitzen können.

Was schließlich erratische Störungen im Bewegungsablauf der Uhr anbetrifft, so zeigt eine empirische Analyse, dass die irregulären Komponenten der Eingangsreihen im Vergleich zu den glatten Trend-Konjunktur-Komponenten nur schwach ausgeprägt sind. Das MCD-Maß beträgt für den Lageindikator zwei Monate, für den etwas weniger volatilen Erwartungsindikator sogar nur einen Monat. Das MCD-Maß zeigt, ab wann die Veränderung der glatten Komponente einer Reihe im Mittel die irreguläre Bewegung überwiegt. Es gibt damit die durchschnittliche Wartezeit an, bevor man relativ sicher sein kann, dass Richtungsänderungen bei Indikatoren nicht nur von zufälliger Natur sind, sondern auf zyklische Faktoren zurückgehen (vgl. Abberger und Nierhaus 2009, 17).

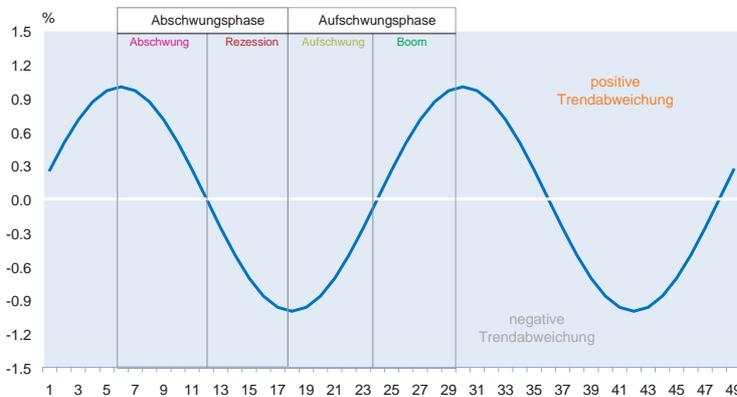
Der BIP-Konjunkturmonitor

In den vergangenen Jahren sind in Europa verschiedene graphische Monitorsysteme entwickelt worden, die in einem Vier-Quadrantenschema die zyklische Komponente ausgewählter Indikatoren und ihre Veränderung (gegenüber der Vorperiode) darstellen. Anzuführen sind der von Gayer entwickelte *Economic Climate Tracer*, der »*Business Cycle Tracer*« des Statistischen Zentralamts der Niederlande, die »*European Business Cycle Clock*« von Eurostat, die »*OECD Business Cycle Clock*« sowie der »*Konjunkturmonitor*« des Statistischen Bundesamts.² Die angeführten Monitorsysteme fokussieren vorrangig auf der zyklischen Komponente von sektorspezifischen bzw. gesamtwirtschaftlichen Indikatoren der amtlichen Statistik. Hinzu kommen Ergebnisse von Umfragen bei Unternehmen und Verbrauchern. Die für die Extraktion der zyklischen Komponente erforderliche Trendbereinigung geschieht mit Hilfe statistischer Filterverfahren. In Abhängigkeit vom eingesetzten Filter kann die zyklische Komponente unterschiedlich verlaufen.

Im Folgenden soll der Konjunkturmonitor jedoch nicht auf der sektoralen Ebene, sondern im umfassenderen Kontext der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen präsentiert werden. Einer Studie des Statistischen Bundesamts folgend, wird ein Konjunkturmonitor für das reale Bruttoinlandsprodukt (vgl. Oltmanns 2009) in Deutschland vorgestellt und analysiert. In der modernen Konjunkturtheorie werden Konjunkturzyklen vorrangig als Schwankungen des Auslastungsgrades des Produktionspotentials definiert. Interpretiert man den Trend des BIP als eine nichtstrukturelle Schätzung des Produktionspotentials, so lässt sich der Stand im Konjunkturzyklus anhand der Abweichung des realen BIP von seinem Trend (*zyklische Komponente des BIP*) äquivalent identifizieren. Wendepunkte werden nunmehr durch die Maxima bzw. Minima der Trendabweichung

² Vgl. Gayer (2010); Ruth, Schouten und Wekker (2005); Eurostat (2010); Statistisches Bundesamt (2010).

Abb. 3
Abweichungen des realen BIP vom Trend im Konjunkturzyklus



Konjunkturzyklus approximiert durch eine Zwei-Jahres-Sinusschwingung um einen linearen Trend.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

markiert. Das Bruttoinlandsprodukt gilt als das umfassendste aggregierte Maß für die wirtschaftliche Leistung einer Volkswirtschaft.

Für eine Vier-Phaseneinteilung des Zyklus können die vier idealtypischen Konjunkturphasen (Abschwung, Rezession, Aufschwung, Boom) in diesem Kontext über das Vorzeichen der Trendabweichung des BIP bzw. ihrer Veränderung identifiziert werden (vgl. Abb. 3). Die gesamtwirtschaftliche Produktionsentwicklung wurde durch eine zweijährige Sinusschwingung mit einem linearen Trend modelliert. Von möglichen saisonalen und kalenderbedingten Schwankungen wurde abstrahiert. Im »Abschwung« ist die Trendabweichung des realen BIP positiv und die Änderung der Trendabweichung negativ. In der »Rezession« sind sowohl die Trendabweichung als auch die Veränderung der Trendabweichung negativ. Im »Aufschwung« ist die Trendabweichung negativ, aber die Änderung der Trendabweichung bereits positiv. Im »Boom« ist die Trendabweichung des BIP positiv, das gleich gilt für die Veränderung der Trendabweichung.

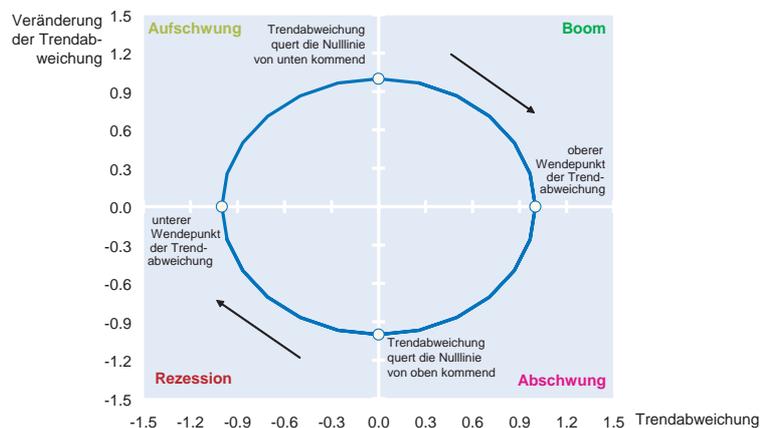
Das Statistische Bundesamt ordnet die vier möglichen Wertepaarungen (Trendabweichung – Veränderung der Trendabweichung) in einem Vier-Quadrantensystem, bei dem sich aufgrund der Achsenanordnung ebenfalls eine Entwicklung im Uhrzeigersinn ergibt (vgl. Oltmanns 2009, 968). Die Trendabweichung des BIP wird auf der Abszisse dargestellt, die Veränderung der Trendabweichung auf der Ordinate. Der linke obere Quadrant enthält alle Wertepaare der Aufschwungsphase, es folgen (im Uhrzeigersinn) die Quadranten Boom, Abschwungs- und Rezessionsphase. Alle Punkte oberhalb der

Abszisse signalisieren die konjunkturelle Grundphase *Aufschwung* (mit den Teilphasen Aufschwung und Boom), alle Punkte unterhalb der Abszisse die Grundphase *Abschwung* (mit den Teilphasen Abschwung und Rezession, vgl. Abb. 4).

Für die Konstruktion eines empirischen BIP-Konjunkturmonitors – im Folgenden konkret für den Zeitraum 1971 bis 2009 – ist die Extraktion der zyklischen Komponente des Bruttoinlandsprodukts eine zwingende Voraussetzung. Hierzu muss die vierteljährliche BIP-Zeitreihe von allen nichtkonjunkturellen Komponenten bereinigt werden. Für die Eliminierung der kurzfristigen Saisonschwankungen (einschließlich der Ausschaltung von Kalenderunregelmäßigkeiten) wurde das bekannte Census-X12-ARIMA Verfahren (mit den reihenspezifischen Steuerungsoptionen

der Deutschen Bundesbank) ausgewählt, das in der internationalen Wirtschaftsstatistik »Industriestandard« geworden ist. Zur Ausschaltung des langfristigen Entwicklungspfad (Trend) sowie der nicht-konjunkturellen kurzfristigen Schwankungen wurde der Baxter-King-Filter verwendet. Der Baxter-King-Filter ist ein symmetrischer Filter, der im Vergleich zum Hodrick-Prescott-Filter nicht nur die niederfrequente Trendkomponente, sondern zugleich auch die in der Zeitreihe enthaltenen hochfrequenten Irregularitäten entfernt. Als Zyklus wurde die Summe aller Komponenten der Zeitreihe mit Schwingungen zwischen sechs und 32 Quartalen (= 1,5 bis acht Jahre) angesetzt, die Filterlänge beträgt zwölf Quartale (= drei Jahre). Diese Einstellungen entsprechen den in der Literatur üblichen Empfehlungen für die Extraktion von Konjunkturzyklen (vgl. Mills 2003, 91). Um eine durchgän-

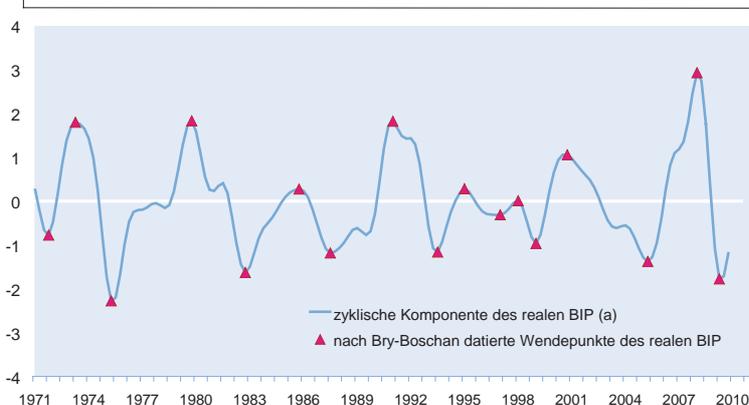
Abb. 4
Konjunkturmonitor für das reale BIP



Konjunkturzyklus approximiert durch eine Zwei-Jahres-Sinusschwingung um einen linearen Trend

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Abb. 5
Zyklische Komponente des realen BIP



(a) Gefiltert nach Baxter-King; standardisierte Werte.

Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Konjunkturtest; Berechnungen des ifo Instituts.

gige Datenreihe zu haben, wurden die fehlenden gesamtdeutschen BIP-Werte für den Zeitraum 1990 bis 1971 durch Verkettung der west- bzw. gesamtdeutschen Zeitreihen im Jahr 1991 erzeugt.³ Ferner wurden am Ende der BIP-Reihe zusätzliche Reihenwerte prognostiziert, um auch hier einen symmetrischen Filter anwenden zu können.⁴ Abbildung 5 zeigt die extrahierte zyklische Komponente des realen Bruttoinlandsprodukts und die konjunkturellen Wendepunkte, die mit dem Bry-Boschan-Verfahren identifiziert wurden. Dieser Datierungsalgorithmus bestimmt zyklische Wendepunkte nach einer sequentiellen Entscheidungsregel. Die Baxter-King-Filterung und die Wendepunktsdatierung nach Bry-Boschan erfolgte mit dem Softwaretool BUSY (Release 4.1), das auf einer Windows-Plattform diese Verfahren bereitstellt (vgl. Fiorentini und Planas 2003).

Empirische Ergebnisse

Lineare Korrelation zwischen den ifo-Reihen und dem Bruttoinlandsprodukt

Bei der ifo Konjunkturuhr werden der Geschäftslage der befragten Unternehmen zu jedem Zeitpunkt die Geschäftserwartungen zugeordnet; der BIP-Konjunkturmonitor zeigt die zyklische Komponente des realen Bruttoinlandsprodukts und ihre Veränderung gegenüber dem Vorquartal. In einem

³ Das Statistische Bundesamt wählt für Extraktion der zyklischen Komponente des BIP einen anderen Ansatz: Zunächst wird die *Trend-Konjunktur-Komponente* des BIP mit Hilfe des Zeitreihenanalyseverfahren BV4.1 (Berliner Verfahren, Version 4.1) geschätzt. Danach wird der Trend dieser Reihe mit Hilfe des Hodrick-Prescott-Filters mit dem für Quartalsdaten üblichen Parameterwert $\lambda = 1\,600$ ermittelt. Die Abweichungen der Trend-Konjunktur-Komponente vom HP-Trend werden dann als Konjunkturschwankungen interpretiert. Über den Parameter λ wird die Glattheit des HP-Trends aprioristisch gesteuert. Bei $\lambda = 0$ ergibt sich als Trend die Originalreihe, bei λ gegen »unendlich« ein linearer Trend.

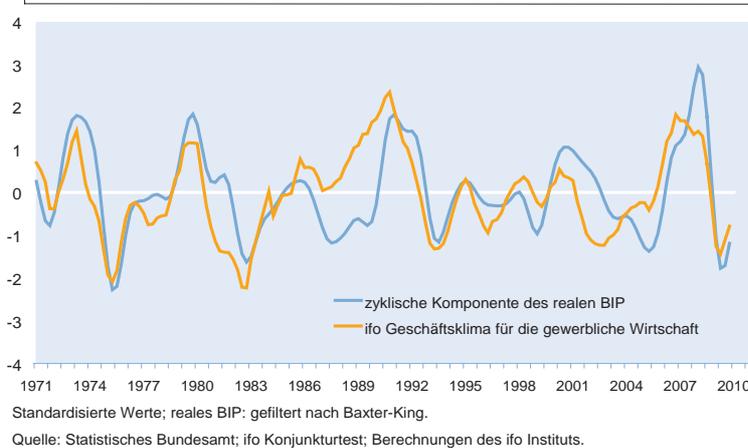
⁴ Die »forecasts« wurden mit Hilfe von autoregressiven Modellen (AR) erzeugt, die Lag-Länge wurde automatisch über das Akaike-Informationskriterium (AIC) gewählt.

ersten Untersuchungsschritt soll auf die lineare Korrelation (Bravais-Pearson) zwischen den beiden Eingangsreihen *Geschäftslage* und *zyklische BIP-Komponente* sowie zwischen den beiden Eingangsreihen *Geschäftserwartungen* und *Veränderung der zyklischen BIP-Komponente* eingegangen werden. Dabei wird konkret auf die Umfragedaten des ifo Instituts für die gewerbliche Wirtschaft abgestellt (aggregierte Ergebnisse für die Bereiche Industrie, Bauhauptgewerbe, Groß- und Einzelhandel), die auf rund 7 000 Meldungen von Unternehmen aus diesen Berichtskreisen basieren. Da die Konjunkturtestdaten nicht – wie die Angaben zum realen Bruttoinlandsprodukt – in vierteljährlicher Frequenz vorliegen, wurden die Monatsergebnisse für Geschäftslage und Geschäftserwartungen zu Quartalswerten zusammengefasst. Alle KT-Zeitreihen sind mit dem ifo-Standardverfahren ASA II saisonbereinigt worden, um die Kompatibilität mit den regelmäßig veröffentlichten Konjunkturtestergebnissen zu gewährleisten. Vergleichende Testrechnungen mit dem amtlichen Census-X12-ARIMA-Verfahren ergaben keine nennenswert unterschiedlichen Ergebnisse.

Abbildung 6 zeigt, dass der Verlauf von *Geschäftslage* und *zyklischer Komponente des realen Bruttoinlandsprodukts* im Zeitraum 1971 bis 2009 recht ähnlich ist; es manifestiert sich ein enger Zusammenhang. Weiterhin wird sichtbar, dass die Geschäftslage der zyklischen BIP-Komponente leicht vorseilt. Der engste Zusammenhang der Geschäftslage mit der zyklischen Komponente des realen BIP ergibt sich – gemessen am Maximum des Korrelationskoeffizienten im Kreuzkorrelogramm⁵ – bei einem Vorlauf der Geschäftslage von einem Quartal; die Korrelation beträgt hier 0,68. Der Vorlauf der Geschäftslage kann damit begründet werden, dass die Ertragssituation, die bei der Lagebeurteilung der Unternehmen eine wichtige Rolle spielt, im Zyklus im Allgemeinen vorseilt (vgl. Abberger, Birnbrich und Seiler 2009, 41). Dies liegt daran, dass die Kostenseite der Unternehmen von der Arbeitsmarktsituation und der Kapazitätsauslastung beeinflusst wird. So steigen in der Spätphase eines Aufschwungs die Arbeitskosten vielfach schneller als die Absatzpreise, was die Gewinnmargen sinken lässt. Umgekehrt stabilisieren Unternehmen in der Spätphase eines Abschwungs ihre Ertragssituation über kostendämpfende Rationalisierungsmaßnahmen, zudem steigen im beginnenden Aufschwung die Lohnkosten aufgrund des schlechten Arbeitsmarkts und der Mobilisierung von Produktivitätsreserven – wenn überhaupt – nur schwach (vgl. Zarnowitz 1992, 42). Explizit ist die Ertragssituation von Unternehmen

⁵ Unter einem Kreuzkorrelogramm versteht man eine Darstellung von Korrelationen zwischen zeitlich verschobenen Zeitreihen.

Abb. 6
ifo Geschäftslage und zyklische Komponente des realen BIP



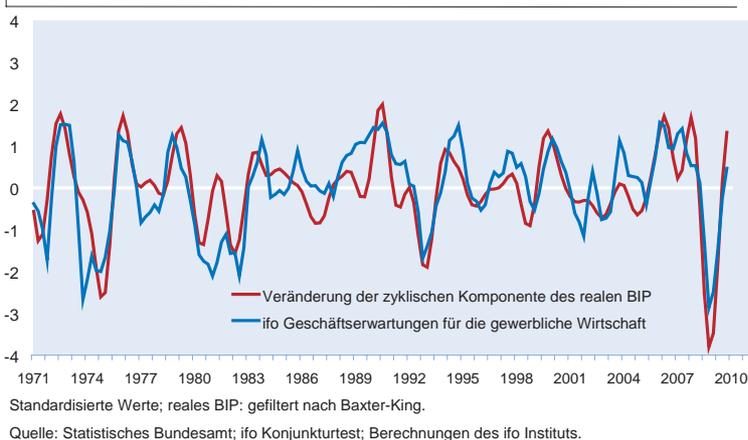
über Frühindikatoren jedoch nur schwer messbar. Zarnowitz (1992, 321) schreibt: »Important studies of business cycles ascribe a major role to profits; also, there is evidence of a strong tendency for total corporate profits to lead. But few concepts are more difficult to measure than profits in a true economic sense.«

Abbildung 7 zeigt den dazu korrespondierenden Zusammenhang zwischen den *Geschäftserwartungen* und der *Veränderung der zyklischen Komponente des realen Bruttoinlandsprodukts*. Über alle Datenpunkte hinweg gerechnet, zeigt das Kreuzkorrelogramm Koinzidenz zwischen den beiden Reihen, der maximale Korrelationskoeffizient wird demnach bei Gleichlauf erreicht und beträgt 0,76.

Zirkulare Korrelation: Orthogonalisierung der Eingangsreihen

Bei der ifo Konjunkturuhr durchleitet die Konjunktur als Lage-Erwartungsgraph das Vier-Quadrantenschema idealtypisch

Abb. 7
ifo Geschäftserwartungen und Veränderung der zyklischen Komponente des realen BIP



pisch im Uhrzeigersinn im Kreis. Der Konjunkturmonitor zeigt dagegen, ob und in welchem Ausmaß die zyklische Komponente des realen BIP positiv bzw. negativ ist und ob und in welchem Ausmaß die zyklische Komponente steigt oder fällt. Auch in diesem System ergibt sich idealtypisch ein kreisförmiger Verlauf der Konjunktur im Uhrzeigersinn.

Für die ifo Konjunkturuhr ist die Annahme, dass sich die Konjunktur im Vier-Quadrantenschema auf einem kreisförmigen Pfad bewegt, in der Rechenpraxis oftmals jedoch nicht erfüllt. Denn selbst bei idealtypischen sinusförmigen Kurvenverläufen ergibt sich nur bei bestimmten

Konstellationen ein vollständig runder Gang der Uhr. Und zwar ist dies z.B. der Fall, wenn die beiden Eingangszeitreihen orthogonal zueinander stehen.⁶ Bestimmt wird diese Eigenschaft durch die Schwingungsdauer der beiden Funktionen und der Phasenverschiebung zwischen ihnen. Stehen die Eingangszeitreihen nicht orthogonal aufeinander, resultiert bereits modellhaft ein ellipsenförmiger Verlauf der Uhr. Dies wäre z.B. im eingangs verwendeten Fallbeispiel eines zweijährigen sinusförmigen Zyklus dann der Fall, wenn der (korrekt antizipierende) Erwartungsindikator gegenüber der Geschäftslage lediglich einen Vorlauf von drei Monaten hat. Die idealtypisch zu beobachtende kreisförmige Rotation der Uhr wird dadurch zu einer Bewegung entlang derjenigen Hauptdiagonalen verbogen, die den Boomquadranten mit dem Rezessionsquadranten verbindet. In diesen Fällen kann sich die Geschäftslage bereits verbessern (bzw. verschlechtern), obwohl die Geschäftserwartungen noch negativ (bzw. positiv) sind.

Empirische Beobachtungen im Boom bzw. Rezessionsquadranten sind mithin häufiger als Beobachtungen im Aufschwungs- bzw. Abschwungsquadranten (vgl. Gayer 2010, 2 ff.). Die Verzerrung der ifo Konjunkturuhr durch die Verletzung der Orthogonalitätsbedingung kann jedoch durch eine rein datengesteuerte Transformation von Geschäftslage und Geschäftserwartungen beseitigt werden. Das mathematische Instrumentarium hierzu ist die Hauptkomponentenanalyse. Diese basiert wiederum auf der so genannten Spektralzerlegung oder Jordan-Zerlegung. Danach

⁶ Zwei Funktionen $f(x)$, $g(x)$ sind orthogonal im Intervall $[a, b]$, wenn das Produkt $f(x)g(x)$ eine Funktion mit dem Integral Null im Intervall $[a, b]$ ist.

kann eine symmetrische Matrix A ($p \times p$) geschrieben werden als

$$A = \Gamma \Lambda \Gamma^T$$

mit Λ einer Diagonalmatrix der Eigenwerte von A und Γ einer orthogonalen Matrix, deren Spalten die standardisierten Eigenvektoren bilden. Da der vorliegende Anwendungsfall *Konjunkturuhr* zweidimensional ist, gilt hier $p = 2$ und es existieren zwei Eigenvektoren und zwei dazugehörige Eigenwerte. Es seien λ_1 und λ_2 die Eigenwerte von A . Würde die Uhr exakt kreisförmig verlaufen, würde $\lambda_1 = \lambda_2$ resultieren. Bei Vorliegen einer Ellipse ergeben sich unterschiedliche Eigenwerte. Sei $\lambda_1 > \lambda_2$ und seien γ_1 und γ_2 die zugehörigen Eigenvektoren, dann gibt der Vektor γ_1 die Richtung der größten Ausdehnung der Ellipse an.⁷ Damit ist die im Schritt 1 der Prozedur gesuchte Richtung gefunden. Auch die Richtung für die zweite Gerade liegt vor und ist bestimmt durch γ_2 . Die Matrix Γ bewirkt somit die in Schritt 2 beschriebene Rotation. Praktisch bedeutet dies folgendes: Sei X eine $(2 \times T)$ -Matrix, die T Beobachtungen für die beiden Variablen Geschäftslage und Geschäftserwartungen enthält. Sie besitze den Erwartungswertvektor μ und die Varianz-Kovarianzmatrix Σ . Schritt 1 der Prozedur besteht in der Spektralzerlegung der Varianz-Kovarianzmatrix Σ . Schritt 2 ist dann die Transformation

$$X \rightarrow Y = \Gamma^T (X - \mu).$$

Mit Γ ist natürlich auch die Rotation in Schritt 4 bestimmt, die die Drehung aus Schritt 2 rückgängig macht. Bleibt die Standardisierung in Schritt 3. Hier lässt sich verwenden, dass die ermittelten Eigenwerte gleich der Varianzen von Y sind. Es gilt (vgl. Mardia, Kent und Bibby 2000, 215) $\text{Var}(y_1) = \lambda_1$ und $\text{Var}(y_2) = \lambda_2$. Mit $\Phi = \text{diag}(\lambda_1^{-1/2}, \lambda_2^{-1/2})$ folgt daher, dass die gesamte Transformation, die oben in den Schritten 1 bis 4 beschrieben wird, dargestellt werden kann durch

$$X \rightarrow Z = (\Gamma^T)^{-1} \Phi^{-1} \Gamma^T (X - \mu).$$

Da es sich bei Γ um eine orthogonale Matrix handelt, lässt sich die Transformation noch vereinfachen zu

$$X \rightarrow Z = \Gamma \Phi^{-1} \Gamma^T (X - \mu),$$

wobei $\Phi^{-1} = \text{diag}(1/\lambda_1^{1/2}, 1/\lambda_2^{1/2})$ gilt. Da zahlreiche Statistik- oder Mathematikprogramme eine rasche Eigenwertzerlegung oder Hauptkomponentenanalyse ermöglichen, hat man durch diese Transformation ein Verfahren, mit der die Konjunkturuhr zügig standardisiert werden kann. Die vorgestellte Transformation kann als erweiterte Standardisierung aufgefasst werden. Neben einer üblichen Standardisierung von Mittelwert und Varianz wird zusätzlich die Ko-

varianz auf null gesetzt. Für die nachfolgenden Berechnungen zur zirkularen Korrelation ist die ifo Konjunkturuhr in dieser Form orthogonalisiert worden. Für den BIP-Konjunkturmonitor wurde diese Transformation nicht durchgeführt, weil die zyklische Komponente des BIP nicht steigen (sinken) kann, solange die negative (positive) Trendabweichung nicht ihr lokales Minimum (Maximum) erreicht hat, so dass hier ein runder, wenngleich auch nicht exakt kreisförmiger Verlauf mathematisch von vornherein angelegt ist.

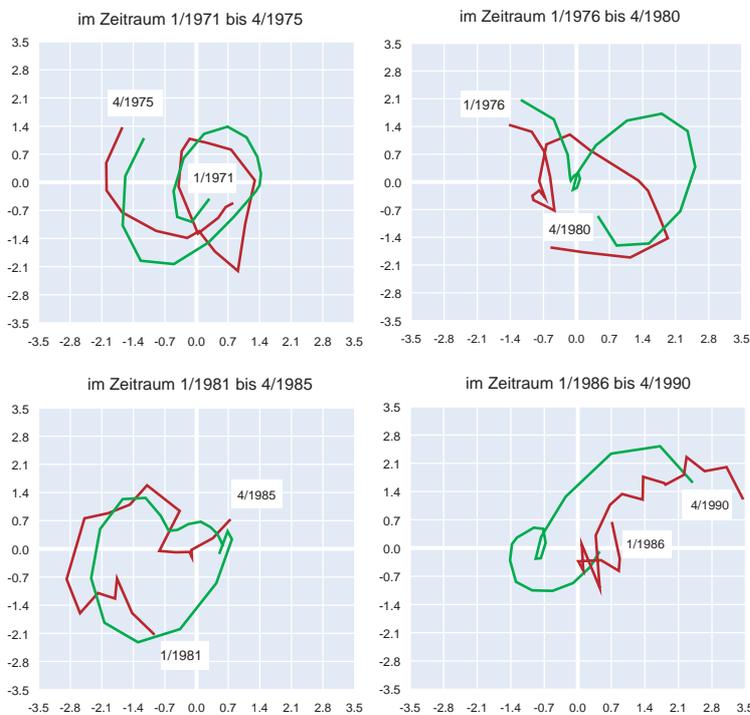
Zirkulare Korrelation: Visuelle Überprüfung

Anhand der zyklischen Komponente des realen Bruttoinlandsprodukts lassen sich im Untersuchungszeitraum 1971 bis 2009 insgesamt acht vollständige Konjunkturzyklen identifizieren (vgl. Abb. 5), wobei die durchschnittliche Zyklendauer – gemessen an der Zeitspanne zwischen zwei aufeinander folgenden Wendepunkten – rund viereinhalb Jahre beträgt. Für die folgende visuelle Überprüfung der beiden Monitorsysteme auf *Übereinstimmung in den zyklischen Bewegungsmustern* wurde der Untersuchungszeitraum deshalb in sieben Fünfjahresabschnitte (beginnend mit 1971 bis 1975) sowie einen Vierjahresabschnitt aufgeteilt, der die restlichen Jahre 2005 bis 2009 umfasst. Insgesamt werden also 156 Quartale betrachtet.

Abbildung 8 präsentiert in vier Teilgraphiken das Zusammenspiel von ifo Konjunkturuhr für die gewerbliche Wirtschaft mit dem Konjunkturmonitor für das reale BIP für die Jahre 1971 bis 1990. Dieser Zeitraum umfasst zunächst die schwere Rezession im Gefolge der ersten Ölkrise 1973/74, aus der sich die westdeutsche Wirtschaft erst wieder im Jahr 1975 zu lösen vermochte (Teilgraphik 8 links oben). Teilgraphik 8 rechts oben zeigt die beiden Aufschwungsjahre 1978/79, danach verschlechterte sich die Konjunktur – gemessen an den sich eintrübenden Geschäftserwartungen und der rückläufigen zyklischen BIP-Komponente – im Zusammenhang mit der zweiten Ölkrise rapide. Teilgraphik 8 links unten beinhaltet das ölkrisenbedingte Stagflationsjahr 1981 (Wachstumsrate des realen BIP: 0,5%; Inflationsrate: 6,3%). Erst im Gefolge der Regierungsübernahme durch die christlich-liberale Koalition im Herbst 1982 kam es zu einer Besserung der Konjunktur; die Einführung einer Investitionszulage zündete den Investitionsmotor. Im Frühjahr 1984 führte allerdings ein siebenwöchigen Streik in der Metallindustrie für die Einführung der 35-Stunden-Woche zu hohen Produktionsausfällen, die die Geschäftserwartungen der Unternehmen einbrechen ließen und die auch in der zyklischen Komponente des BIP zu sehen sind. Teilgraphik 8 rechts unten endet schließlich mit dem westdeutschen Einigungsboom der Jahre 1989/90, wobei die Konjunktur in den Jahren zuvor bereits durch schrittweise Einkommensteuerentlastungen und niedrige Ölpreise positiv stimuliert worden war. Die Graphiken

⁷ Für einen Beweis dieser Aussage vgl. Mardia, Kent und Bibby (2000, 484).

Abb. 8
ifo Konjunkturuhr für die gewerbliche Wirtschaft und
Konjunkturmonitor für das reale BIP^{a)}



Y-Achse: Angaben für die ifo Konjunkturuhr: Geschäftserwartungen für die nächsten sechs Monate (Salden);
 Angaben für den BIP-Konjunkturmonitor: Veränderung der zyklischen Komponente.
 X-Achse: Angaben für die ifo Konjunkturuhr: Geschäftslage (Salden);
 Angaben für den BIP-Konjunkturmonitor: zyklische Komponente.

^{a)} **ifo Konjunkturuhr (roter Linienzug):** Saisonbereinigt nach ASAll; orthogonalisierte Werte;
Konjunkturmonitor für das reale Bruttoinlandsprodukt (grüner Linienzug): saison- und kalenderbereinigt nach Census X12-ARIMA; Extraktion der zyklischen Komponente mit dem Baxter-King-Filter. Alle Angaben skalenstandardisiert durch die Transformation X / S , mit X als ursprünglichem Wert und S als Standardabweichung.

Quelle: Statistisches Bundesamt, ifo Konjunkturtest, Berechnungen des ifo Instituts.

der ifo Konjunkturuhr und des BIP-Konjunkturmonitors verharren am Jahresende 1990 beide im nordöstlichen Boomquadranten.

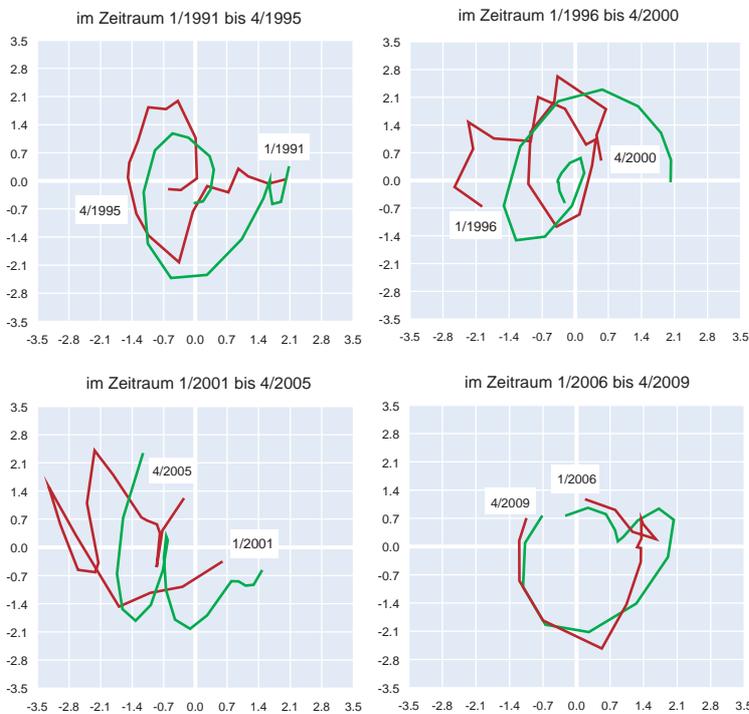
Abbildung 9 präsentiert das Zusammenspiel von ifo Konjunkturuhr für die gewerbliche Wirtschaft mit dem Konjunkturmonitor für das reale BIP im wiedervereinigten Deutschland seit dem Jahr 1991. Teilgraphik 9 links oben zeigt zunächst das Ende des Einigungsbooms: Beginnend mit dem ersten Quartal 1991 sinken Geschäftslage und zyklische BIP-Komponente bei stark abnehmenden Auftragsbeständen. Die Geschäftserwartungen blieben allerdings bis in das Jahr 1992 hinein noch weitgehend unverändert; viele Unternehmen rechneten wohl mit einer baldigen Besserung der US-Konjunktur. Der Konjunkturabschwung verstärkte sich im zweiten Halbjahr 1992, befeuert durch das Aufflammen der Solidarpaktdiskussion um drastische Steuer- und Abgabenerhöhungen und durch Turbulenzen im Europäischen Währungssystem EWS. In der zweiten Jahreshälfte 1993 setzte eine konjunkturelle Erholung ein,

die sich 1994 – getragen von kräftig steigenden Exporten und stark verbesserten Ertragsaussichten – noch verstärkte. Im Jahr 1995 trübten sich die Geschäftserwartungen jedoch massiv ein und auch die zyklische BIP-Komponente ging zurück. Maßgeblich hierfür war die reale Aufwertung der D-Mark gegenüber wichtigen Partnerländern; zudem wurde die Investitionsneigung durch hohe Tarifabschlüsse im Metallbereich gedämpft. Teilgraphik 9 rechts oben beginnt zunächst mit dem neuen Aufschwung der Jahre 1996/97: Die Leitzinsen waren im Verlauf von 1996 auf historisch niedrige Werte zurückgenommen worden, zudem hatten niedrige Tarifabschlüsse die Ertragslage der Unternehmen verbessert. Im Verlauf des Jahres 1998 wurden die wirtschaftliche Krise in Ostasien, die Schwierigkeiten Russlands und die Schwächen in Lateinamerika spürbar. Zudem belasteten die Turbulenzen an den internationalen Finanzmärkten. Die Exportwirtschaft und auch die zyklische Komponente des realen BIP erreichten ihren Tiefpunkt im ersten Quartal 1999. Danach verstärkten sich die Auftriebskräfte wieder und kulminierten im New-Economy-Boom des Jahres 2000.

Teilgraphik 9 links unten ist spiegelt die insgesamt schwache und instabile konjunkturelle Entwicklung der Jahre 2001 bis 2005 wider; im Gegensatz zu allen anderen untersuchten Zeitabschnitten zeigen sowohl

die ifo Konjunkturuhr als auch der BIP-Monitor kein eindeutiges zyklisches Muster. Im Jahr 2001 war es in den USA entgegen den Erwartungen zu einer »harten Landung« der Konjunktur gekommen, verstärkt durch den unerwarteten Terroranschlag vom 11. September. Zusätzlich schlug die Verteuerung von Energie und Nahrungsmitteln negativ zu Buche (letztere im Gefolge der überraschend virulent gewordenen Tierseuchen BSE und MKS). Im Folgejahr löste der immer heißer werdende Irak-Konflikt Unsicherheiten aus; hinzu kamen der Anstieg der Rohölpreise sowie die starken Kursrückgänge an den Finanzmärkten. Der private Konsum wurde durch die Angst vor verdeckten Preiserhöhungen im Gefolge der Euro-Bargeld-Einführung gebremst. Zusätzlich wurde das Wirtschaftsklima durch die Aussetzung der dritten Stufe der »Steuerreform 2000« beeinträchtigt, überdies dämpfte der Regierungsbeschluss, zur Haushaltssanierung die Steuern und Sozialabgaben in großem Umfang zu erhöhen. Im Jahr 2003 eskalierte der Irak-Konflikt in eine offene militärische Auseinandersetzung, hinzu kam der Ausbruch der Lungenkrankheit SARS in

Abb. 9
ifo Konjunkturuhr für die gewerbliche Wirtschaft und
Konjunkturmonitor für das reale BIP^{a)}



Y-Achse: Angaben für die ifo Konjunkturuhr: Geschäftserwartungen für die nächsten sechs Monate (Salden);
 Angaben für den BIP-Konjunkturmonitor: Veränderung der zyklischen Komponente.
 X-Achse: Angaben für die ifo Konjunkturuhr: Geschäftslage (Salden);
 Angaben für den BIP-Konjunkturmonitor: zyklische Komponente.

^{a)} **ifo Konjunkturuhr (roter Linienzug):** Saisonbereinigt nach ASAIL; orthogonalisierte Werte;
Konjunkturmonitor für das reale Bruttoinlandsprodukt (grüner Linienzug): saison- und kalenderbereinigt nach Census X12-ARIMA; Extraktion der zyklischen Komponente mit dem Baxter-King-Filter. Alle Angaben skalenstandardisiert durch die Transformation X/S , mit X als ursprünglichem Wert und S als Standardabweichung.

Quelle: Statistisches Bundesamt, ifo Konjunkturtest, Berechnungen des ifo Instituts.

Südostasien und in Kanada. Auch hatte der Euro gegenüber dem US-Dollar kräftig aufgewertet, was die Exportwirtschaft traf. Binnenwirtschaftlich trübte sich die Konsumentenstimmung ein im Zusammenhang mit der Reform-Agenda 2010. Die Talfahrt der Konjunktur, die sich bei negativer Geschäftslage zum Teil unter starken Schwankungen der Geschäftserwartungen der befragten Unternehmen vollzogen hatte, kam erst im zweiten Quartal 2005 zum Ende, die Geschäftserwartungen hellten sich auf, und auch die zyklische Komponente des BIP begann, wieder zu steigen. Zugpferd war wieder einmal die Auslandsnachfrage, die nicht zuletzt aufgrund der dynamischen Weltkonjunktur und des wieder günstigeren Euro-Dollar-Kurses enorme Schubkraft entfaltete.

Teilgraphik 9 rechts unten präsentiert die zyklische Entwicklung bis zum vierten Quartal 2009. Im Jahr 2006 setzte sich der Aufschwung fort, wobei der Export bei anhaltend günstigem internationalem Umfeld die wichtigste Stütze blieb. Auch 2007 ging der Aufschwung weiter, obwohl die Mehr-

wertsteuer zur Sanierung der Staatsfinanzen massiv erhöht worden war. Im Jahresanfangsquartal 2008 wurde der obere zyklische Wendepunkt erreicht, danach kühlte sich die die Konjunktur im Gefolge der Rezessionen in den USA und Japan sukzessive ab. Im Herbst 2008 geriet schließlich auch die deutsche Wirtschaft in die Rezession. Mit dem Zusammenbruch der US-Investmentbank Lehmann Brothers hatte sich die Finanzkrise weltweit zugespitzt, in Deutschland kam der Interbankenhandel beinahe zum Erliegen. Im Winterhalbjahr 2008/09 sank das reale Bruttoinlandsprodukt um 5,9%. Der untere konjunkturelle Wendepunkt – gemessen an der zyklischen Komponente des realen BIP – wurde im zweiten Quartal 2009 erreicht; seither hat sich die Wirtschaftsleistung auf niedrigem Aktivitätsniveau stabilisiert. Sowohl die ifo Konjunkturuhr als auch der BIP-Konjunkturmonitor sind wieder aufwärtsgerichtet; seit dem dritten Quartal 2009 sind beide Graphiken sogar im Aufschwungsquadranten. Insgesamt ist die Übereinstimmung der beiden Monitorsysteme auch in diesem Zeitabschnitt recht groß.

Zirkulare Korrelation: Statistische Ergebnisse

Die für die ifo Konjunkturuhr verwendeten beiden Eingangsreihen und die dem Konjunkturmonitor zugrunde liegenden korrespondierenden Zeitreihen weisen jeweils hohe Korrelationen auf. Visuell besteht ebenfalls eine hohe Übereinstimmung zwischen den beiden Vier-Quadratenschemata. Mit Hilfe der zirkularen Korrelationsanalyse soll die Ähnlichkeit im Bewegungsmuster der beiden Schemata quantifiziert werden. Diese Analysetechnik untersucht den Zusammenhang zwischen zirkularen Zufallsvariablen bzw. zwischen einer zirkularen Zufallsvariablen und linearen Zufallsvariablen. Um die Bewegungsmuster der beiden Vier-Quadrantendarstellungen zu untersuchen, werden für beide Darstellungen zirkulare Variablen definiert. Dazu werden die in Abbildung 8 und 9 dargestellten Datenabschnitte jeweils einzeln standardisiert und für jeden Datenpunkt der Bewegungslinie der Winkel zwischen der Abszisse und dem Vektor vom Ursprung zu dem jeweiligen Datenpunkt errechnet. Da sowohl die Uhr als auch der Monitor in dieser Weise behandelt werden, resultieren zwei Datensätze mit jeweils zirkularen Variablen. Die Korrelation zwischen diesen beiden Variablen kann gemessen werden. Durch die beschriebene Transformation in zirkulare Variable wird bei der Korrelationsanalyse ausschließlich auf die Bewegungsrichtung der beiden Darstel-

lungen abgestellt. Die konkrete Lage der Punkte geht nicht in die Analyse ein.

Untersucht wird der lineare Zusammenhang zwischen zwei zirkularen Zufallsvariablen Θ und Φ . Sei $p_1 = (\theta_1, \phi_1), \dots, p_n(\theta_n, \phi_n)$ eine Zufallsstichprobe der zirkularen Zufallsvariablen $P = (\Theta, \Phi)$. Dann ist eine T-lineare Beziehung zwischen den Variablen gegeben, wenn gilt

$$\Phi = \Theta + \theta_0 \text{ (Modulo } 360^\circ)$$

oder

$$\Phi = -\Theta + \theta_0 \text{ (Modulo } 360^\circ),$$

mit θ_0 einem konstanten Winkel.

Die Stärke eines solchen linearen Zusammenhangs kann gemessen werden durch

$$\hat{\rho}_T = \frac{\sum_{1 \leq i < j \leq n} \sin(\theta_i - \theta_j) \sin(\phi_i - \phi_j)}{\left[\sum_{1 \leq i < j \leq n} \sin^2(\theta_i - \theta_j) \sum_{1 \leq i < j \leq n} \sin^2(\phi_i - \phi_j) \right]^{1/2}}$$

Jammalamadaka und SenGupta (2001) geben darüber hinaus einen Test zur Hypothesenüberprüfung an. Die Nullhypothese auf Vorliegen keiner T-linearen Beziehung wird demnach abgelehnt, wenn $\hat{\rho}_T$ zu weit von null abweicht. Die p-Werte für diesen Test werden im Folgenden jeweils mit angegeben.

Tabelle 1 zeigt die Beträge und die p-Werte für die zirkularen Korrelationen. Die Eindrücke aus dem visuellen Vergleich der Vier-Quadrantendarstellungen werden klar bestätigt. Die Nullhypothesen auf Vorliegen keines T-linearen Zusammenhangs werden zum Signifikanzniveau 0,05 für alle Zeitfen-

Tab. 1
ifo Konjunkturuhr für die gewerbliche Wirtschaft und Konjunkturmonitor für das reale BIP^{a)}

Zeitraum	Korrelationskoeffizient	p-Wert
1/1971–4/1975	0,68	0,0070
1/1976–4/1980	0,86	0,0019
1/1981–4/1985	0,71	0,0045
1/1986–4/1990	0,57	0,0108
1/1991–4/1995	0,89	0,0007
1/1996–4/2000	0,43	0,0310
1/2001–4/2005	0,44	0,0653
1/2006–4/2009	0,85	0,0084

^{a)} Eingangsreihen jeweils standardisiert.

Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Konjunkturtest; Berechnungen des ifo Instituts.

Tab. 2
Fehlertafel

		Veränderung der zyklischen Komponente des realen BIP		Insgesamt
		ist positiv ^{a)}	ist negativ ^{b)}	
Saldo der ifo Geschäftserwartungen ^{e)}	ist positiv ^{c)}	64	20	84
	ist negativ ^{d)}	17	55	72
Insgesamt		81	75	156

^{a)} BIP-Konjunkturmonitor ist im Aufschwungs- bzw. Boomquadranten. –
^{b)} BIP-Konjunkturmonitor ist im Abschwungs- bzw. Rezessionsquadranten. –
^{c)} ifo Konjunkturuhr ist im Aufschwungs- bzw. Boomquadranten. –
^{d)} ifo Konjunkturuhr ist im Abschwungs- bzw. Rezessionsquadranten. –
^{e)} Gewerbliche Wirtschaft, orthogonalisierte Werte.

Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Konjunkturtest; Berechnungen des ifo Instituts.

ter bis auf eins abgelehnt. Knapp nicht ablehnt wird die Hypothese für den Zeitraum 1/2001 bis 4/2005, der bereits als kritisch identifiziert wurde. Dennoch ist auch hier die Korrelation mit einem Wert von 0,44 beachtlich. Insgesamt bestätigen die Berechnungen zur zirkularen Korrelation, dass die Bewegungsmuster der ifo Konjunkturuhr und des Konjunkturmonitors eine große Ähnlichkeit aufweisen.

In einem letzten Untersuchungsschritt wird analysiert, wie trennscharf die umfragebasierte ifo Konjunkturuhr die beiden konjunkturellen Grundphasen *Aufschwung/Abschwung* – gemessen an den Ergebnissen des BIP-Konjunkturmonitors – zu signalisieren vermag. Der Konjunkturmonitor zeigt die Grundphase *Aufschwung (Abschwung)*, wenn sich die Datenpunkte in den beiden Quadranten oberhalb (unterhalb) der Abszisse befinden. Dies ist immer dann der Fall, wenn die Veränderung der zyklischen Komponente des realen BIP positiv (bzw. negativ) ist. Die ifo Konjunkturuhr signalisiert hingegen die Grundphase *Aufschwung (Abschwung)*, wenn die transformierten Erwartungen der Unternehmen per saldo positiv (bzw. negativ) sind. Auch bei diesem Monitorsystem liegen diese Datenpunkte in den beiden Quadranten oberhalb (unterhalb) der Abszisse.

Im Untersuchungszeitraum gibt es insgesamt 156 Beobachtungswerte; davon entfallen 81 Beobachtungen nach der Klassifizierung nach dem BIP-Konjunkturmonitor auf Aufschwung oder Boom, die ifo Konjunkturuhr vermag davon 64 Fälle zu identifizieren (vgl. Tab. 2). Umgekehrt entfallen 75 Beobachtungen auf Abschwung oder Rezession. Die ifo Konjunkturuhr identifiziert davon zutreffend 55 Fälle. Bei 37 Beobachtungen gibt es dagegen eine Fehlklassifikation. So signalisiert die ifo Konjunkturuhr in 20 Fällen Aufschwung oder Boom, die nach dem BIP-Monitor eigentlich als Abschwung oder Rezession einzustufen wären, und in 17 Fällen Abschwung oder Rezession, die nach dem BIP-Monitor als Aufschwung oder Boom gewertet hätte werden müssen. Die Fehlerquote beträgt damit 24%. Dies zeigt, dass sich die ifo Konjunkturuhr weniger dazu eignet, die beiden

Grundphasen *Aufschwung/Abschwung* trennscharf voneinander abzugrenzen. Zwar sind die Bewegungsmuster der Uhr sinnvoll, für eine exakte Datierung sollten aber speziell für diesen Zweck optimierte Analyseinstrumente herangezogen werden.

Fazit

Das ifo Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft ist seit vielen Jahren der wichtigste Frühindikator für die konjunkturelle Entwicklung in Deutschland. Im Jahr 1993 wurde vom ifo Institut der zyklische Zusammenhang zwischen den beiden Komponenten des Geschäftsklimas (Geschäftslage und Erwartungen) erstmals in einem Vier-Quadranten-Konjunkturphasenschema dargestellt. Die Abkehr von der üblichen Zeitreihendarstellung ermöglicht eine vertiefte und umfassende Darstellung der Konjunkturdynamik anhand von unternehmerischen Lagebeurteilungen und Erwartungseinschätzungen. »A standard way of using survey results is plotting the answers to specific questions, or combined indicators thereof, against time. An example of a slightly more sophisticated way of data presentation is the Ifo institute's ›Konjunkturuhr‹, visualising the interaction between managers' business assessment and expectations.« (Grayer 2010, 1).

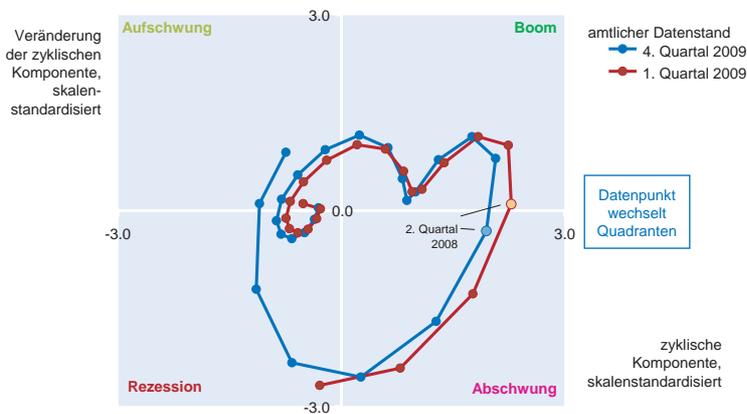
Inzwischen gibt es weitere Monitorsysteme, die das zyklische Geschehen in einem Vier-Quadrantenschema abbilden. Hierzu zählt der vom Statistischen Bundesamt für Deutschland entwickelte *Konjunkturmonitor für das reale Bruttoinlandsprodukt*. Diese Monitorsysteme fokussieren auf der zyklischen Komponente eines Indikators bzw. auf deren Veränderung. Für die Eingangsreihen von ifo Konjunkturuhr und einem für Deutschland mit Hilfe des Baxter-King-Filters konstruierten BIP-Monitor zeigt sich bereits im Zeitbereich ein enger Zusammenhang: So ergibt sich für den betrachteten Untersuchungszeitraum 1971 bis 2009 zwischen der Geschäftslage und der *zyklischen Komponente des realen BIP* – bei einem durchschnittlichen Vorlauf der Geschäftslage von einem Quartal – ein beachtlich hoher Korrelationskoeffizient von 0,68. Für den Vorlauf der Geschäftslage spricht, dass die Ertragssituation, die bei der Lagebeurteilung eine wichtige Rolle spielt, im Zyklus ein vorlaufender Indikator ist. Für den Zusammenhang zwischen den *Geschäftserwartungen* und der *Veränderung der zyklischen Komponente des realen BIP* zeigt das Kreuzkorrelogramm Koinzidenz, der maximale Korrelationskoeffizient beträgt hier sogar 0,76. Eine visuelle Überprüfung der beiden Vier-Quadratenschemata zeigt über die vergangenen 40 Jahre hinweg weitgehend übereinstimmende zyklische Muster. Die Eindrücke aus dem optischen Vergleich der Vier-Quadrantendarstellungen werden durch einen *statistischen Test* klar bestätigt. Die Nullhypothesen auf Vorliegen keines zirkularen Zusammenhangs werden zum Signi-

fikanzniveau 0,05 für alle Zeitfenster bis auf eins abgelehnt. Knapp nicht abgelehnt wird die Hypothese lediglich für den konjunkturell besonders instabilen Zeitraum 1/2001 bis 4/2005. Dennoch ist auch hier die zirkuläre Korrelation mit einem Wert von 0,44 beachtlich. Insgesamt bestätigen die Berechnungen zur zirkularen Korrelation, dass die Bewegungsmuster der ifo Konjunkturuhr und des BIP-Konjunkturmonitors eine große Ähnlichkeit aufweisen.

Gegenüber dem BIP-Konjunkturmonitor und anderen graphischen Monitorsystemen, die die Konjunktur auf Basis der Entwicklung der zyklischen Komponente in einem Vier-Quadrantensystem abbilden, zeigt die ifo Konjunkturuhr die zyklische Entwicklung an, ohne dass eine vorherige Trendbereinigung der Eingangsreihen notwendig ist. Dies kann ein erheblicher Vorteil sein. Denn in der Rechenpraxis ist die Extraktion der zyklischen Komponente mit Hilfe statistischer Filterverfahren nicht unproblematisch. So hängen konjunktureller Verlauf und zyklische Wendepunkte von dem zugrunde gelegten Filter ab – ein Zusammenhang, auf den Canova in einer viel beachteten Studie 1998 hingewiesen hat: »... different detrending methods leave cycles of different average duration in the data, some of which are too long and some too short relative to the standard business cycle classification. Second, as a consequence of the above, different detrending methods have different implications for the timing of turning points and the severity of standardly classified contractions.« Ein weiteres Problem besteht darin, dass sich die unter prognostischen Gesichtspunkten besonders wichtige konjunkturelle Entwicklung am aktuellen Rand der Zeitreihe, und hier insbesondere das Aufscheinen von neuen Wendepunkten bei dem Hinzufügen von neuen Werten bzw. bei Revisionen der bisherigen Ursprungsdaten, mitunter ändern kann. Die Bewertung der Konjunkturlage ist daher am Rand des Beobachtungsbereichs sehr unsicher. Neu hinzugefügte Werte können das durch den Filter gezeichnete Bild deutlich verändern (vgl. Kaiser und Maravall 2001).

Abbildung 10 zeigt diese Problematik exemplarisch auf. Nach den amtlichen Ergebnissen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen für das erste Quartal 2009 war das zweite Quartal 2008 der obere zyklische Wendepunkt; der BIP-Monitor ordnet den Datenpunkt deshalb dem Boomquadranten zu. Nach Filterung mit den amtlichen Ergebnissen für das vierte Quartal 2009 wechselt der obere Wendepunkt vom zweiten Quartal 2008 zum ersten Quartal 2008; folgerichtig rutscht der Datenpunkt Q2/2008 im BIP-Monitor vom Boomquadranten in den Abschwungsquadranten. Dies zeigt, dass sich die Wendepunkte im BIP-Monitor durch das Hinzufügen von neuen Werten oder durch Revision der bisherigen amtlichen Ursprungsdaten ändern können. Bei der umfragebasierten ifo Konjunkturuhr stellt sich dieses Problem nicht, da es hier zu keinen Datenrevisionen kommt und die hier zusätzlich vorgenommene Orthogonalisierung über

Abb. 10
Konjunkturmonitor für das reale BIP bei unterschiedlichen amtlichen Datenständen



Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Institut.

alle Datenpunkte hinweg vorgenommen wird, so dass neu hinzukommende Werte auf das Ergebnis keinen nennenswerten Einfluss haben.

Alles in allem ist die ifo Konjunkturuhr geeignet, den konjunkturellen Verlauf in der Gesamtwirtschaft und die damit verbundene Dynamik allein auf Basis unternehmerischer Urteile und Einschätzungen darzustellen. Sie besitzt für die Konjunkturanalyse die Vorzüge, dass sie sehr zeitnah verfügbar ist, keinen Revisionen unterliegt und klare Signale ohne größere Störungen sendet. Damit erfüllt sie für die Konjunkturanalyse wichtige Eigenschaften.⁸ Allerdings eignet sich die ifo Konjunkturuhr weniger dazu, die einzelnen konjunkturellen Phasen trennscharf voneinander abzugrenzen. Für eine exakte Zyklenklassifikation sollten vielmehr speziell für diesen Zweck optimierte Analyseinstrumente herangezogen werden. So ist z.B. die auf einem Markov-Regimewechsel-Ansatz beruhende *ifo Konjunkturampel* für eine Datierung der beiden konjunkturellen Grundphasen Auf- bzw. Abschwung besonders gut geeignet (vgl. Abberger und Nierhaus 2008c). Die Stärke der *ifo Konjunkturuhr* liegt dagegen in einer sehr guten Visualisierung der konjunkturellen Dynamik.

Literatur

Abberger, K., M. Birnbrich und Chr. Seiler (2009), »Der ›Test des Tests‹ im Handel – Eine Metaumfrage zum ifo Konjunkturtest«, *ifo Schnelldienst* 62(21), 34–41.
 Abberger, K. und W. Nierhaus (2007), »Das ifo Geschäftsklima: Ein zuverlässiger Frühindikator der Konjunktur«, *ifo Schnelldienst* 60(5), 25–30.
 Abberger, K. und W. Nierhaus (2008a), »Die ifo Konjunkturuhr: Ein Präzisionswerk zur Analyse der Wirtschaft«, *ifo Schnelldienst* 61(23), 16–24.
 Abberger, K. und W. Nierhaus (2008b), »Was ist eine Rezession?«, *ifo Schnelldienst* 61(14), 44–45.
 Abberger, K. und W. Nierhaus (2008c), »Markov-Switching und ifo Geschäftsklima«, *ifo Schnelldienst* 61(10), 25–30.
 Abberger K. und W. Nierhaus (2009), »Months for Cyclical Dominance und ifo Geschäftsklima«, *ifo Schnelldienst* 62(7), 11–19.

Canova, F. (1998), »Detrending and business cycle facts«, *Journal of Monetary Economics* 41, 475–512.
 Eurostat (2010), *The European Business Cycle Clock*, http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/BCC/explanation_en.htm, <http://stats.oecd.org/mei/bcc/default.html>.
 Fiorentini, G. und C. Planas (2003), *Busy Program*, Joint Research Center of European Commission, Ispra.
 Gayer, C. (2010), *Report: The Economic Climate Tracer – A tool to visualise the cyclical stance of the economy using survey data*, <http://www.oecd.org/dataoecd/12/47/39578745.pdf>.
 Jammalamadaka, S.R. und A. SenGupta (2001), *Topics in Circular Statistics*, World Scientific, London.
 Kaiser, R. und A. Maravall (2001), *Measuring Business Cycles in Economic Time Series*, Springer Verlag, Heidelberg.
 Mardia, K.V., J.T. Kent und J.M. Bibby (2000), *Multivariate Analysis*, Academic Press, London.
 Mills, T.C. (2003), *Modelling Trends and Cycles in Economic Time Series*, Palgrave Macmillan, Basingstoke.
 Moore G. und J. Shiskin (1967), »Indicators of Business Expansions and Contractions«, NBER, Occasional Paper 1003, New York.
 Oltmanns, E. (2009), »Das Bruttoinlandsprodukt im Konjunkturzyklus«, *Wirtschaft und Statistik* (10), 963–969.
 Ruth, V., B. Schouten und R. Wekker (2005), *The Statistics Netherlands' Business Cycle Tracer. Methodological aspects; concept, cycle computation and indicator selection*, October, Statistics Netherlands report 2005-MIC-44.
 Statistisches Bundesamt (2010), *Erläuterungen zum Konjunkturmonitor*, <http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Content/Statistiken/Zeitreihen/Konjunkturmonitortabellen/KonjunkturmonitorErlaeuterungen%2Cproperty%3Dfile.pdf>.
 Zarnowitz, V. (1992), *Business Cycles, Theory, History, Indicators, and Forecasting*, The University of Chicago Press, Chicago.

⁸ Vgl. die grundlegende Arbeit des NBER (Moore und Shiskin 1967).

Konjunkturindikatoren sollen zeitnah und zuverlässig die zyklische Entwicklung im Wirtschaftsgeschehen anzeigen. Wichtige Indikatoren für die Analyse der deutschen Konjunkturlage sind etwa das ifo Geschäftsklima, die Industrieproduktion und der Auftragseingang im verarbeitenden Gewerbe. Bei allen Konjunkturindikatoren wird aber das enthaltene Konjunktursignal von einem unsystematischen Rauschen oder »Störsignal« begleitet. Ein wichtiges Qualitätskriterium für Konjunkturindikatoren ist daher das in der Zeitreihe enthaltene Verhältnis von Konjunktursignal zu Störsignal. Im Folgenden werden zwei wichtige Messkonzepte – die IC-Relation (Ratio of the Average Amplitudes of the Irregular to the Cyclical Factor) und das darauf aufbauende MCD-Maß (Months for Cyclical Dominance) – vorgestellt, mit denen saisonbereinigten Zeitreihen im Hinblick auf die Größenordnung von irregulärer Komponente zu glatter Konjunkturkomponente analysiert werden können. Danach wird auf die Qualität des ifo Geschäftsklimas und seiner Bestandteile im Vergleich zu wichtigen Indikatoren der amtlichen Statistik hinsichtlich der beiden vorgestellten Kriterien eingegangen.

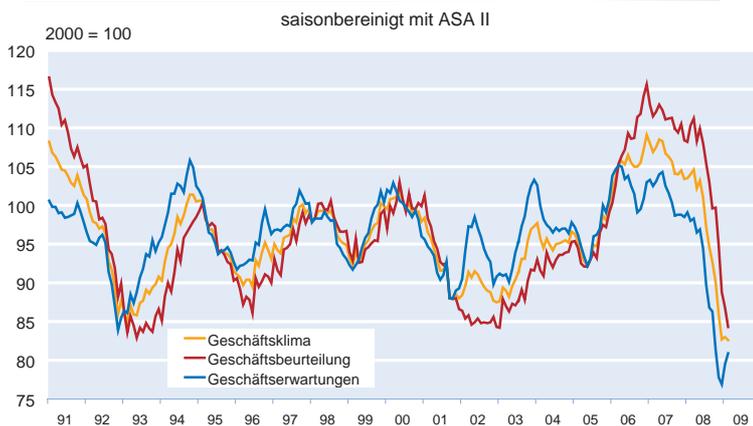
Mit Konjunkturindikatoren soll das zyklische Wirtschaftsgeschehen in marktwirtschaftlichen Systemen möglichst zeitnah und zutreffend beschrieben werden. Konjunkturindikatoren lassen sich nach ihrem zeitlichen Zusammenhang mit dem Zyklus in vorlaufende (leading), gleichlaufende (coincident) und nachlaufende (lagging) Indikatoren unterscheiden. Von besonderer Wichtigkeit für die Konjunkturanalyse sind die vorlaufenden Indikatoren (sog. Frühindikatoren). Ein guter Frühindikator zeichnet sich dadurch aus, dass seine Wendepunkte möglichst frühzeitig und deutlich (d.h. ohne Fehlalarme) die Wendepunkte in der Wirtschaftsentwicklung signalisieren. Darüber hinaus sollte der Vorlauf stabil sein, so dass relativ sicher abgeschätzt werden kann, wie frühzeitig das Signal des Indikators erfolgt. Schließlich sollten die Ergebnisse zeitnah vorliegen und nach der Veröffentlichung keinen größeren Revisionen unterliegen (vgl. Abberger und Wohlrabe 2006).

Ein besonders zuverlässiger Frühindikator für die konjunkturelle Entwicklung in Deutschland ist das ifo Geschäftsklima, das in der Mitte der sechziger Jahre auf der Basis der monatlich durchgeführten Unternehmensbefragung »ifo Konjunkturtest« entwickelt worden war (vgl. Abberger und Nierhaus 2007). Das Geschäftsklima wird als geometrischer Mittelwert der beiden Komponenten »Geschäftslage« und »Geschäftserwartungen für die nächsten sechs Monate« berechnet. Konkret wird das ifo Geschäftsklima nach der

Formel $[(GL + 200)(GE + 200)]^{1/2} - 200$ ermittelt, wobei GL den Prozentsaldo aus den positiven und negativen Meldungen zur aktuellen Geschäftslage bezeichnet und GE den Prozentsaldo aus den positiven und negativen Meldungen zu den Geschäftsaussichten in den nächsten sechs Monaten. Die beiden Klimakomponenten spiegeln die gegenwärtige Situation (die Geschäftslage ist gut/befriedigend/schlecht) und die Aussichten (die Geschäftslage wird eher günstiger/etwa gleich bleiben/eher ungünstiger) der befragten Unternehmen wider. Die zwei Teilfragen wurden vom ifo Institut miteinander verbunden, um sichtbar machen zu können, aus welcher konjunkturellen Situation heraus eine bestimmte Antizipation abgegeben wird (vgl. Goldrian und Stri-

Abb. 1

ifo Geschäftsklima in der gewerblichen Wirtschaft Deutschlands und seine Komponenten



Quelle: ifo Konjunkturtest.

gel 1989). Durch die geometrische Mittelung werden Ausschläge des Geschäftsklimas bei Extremwerten im Vergleich zu einer arithmetischen Mittelung leicht gedämpft. Zur besseren Vergleichbarkeit mit Zeitreihen der amtlichen Statistik veröffentlicht das ifo Institut das Geschäftsklima auch als Index auf der Basis 2000 = 100 (vgl. Abb. 1).

Das bereits sehr klare Signal des monatlichen ifo Geschäftsklimas und seiner beiden Komponenten kann für die Konjunkturanalyse durch eine Bereinigung von saisonalen Schwankungen noch verstärkt werden. Ziel der Saisonbereinigung ist es, regelmäßig wiederkehrende Veränderungen von Zeitreihen innerhalb eines Jahres auszuschalten. Erst nach einer derartigen Bereinigung können Reihenwerte – unabhängig von ihrer Lage auf der Zeitachse – sinnvoll miteinander verglichen werden. Eine saisonbereinigte Reihe enthält die Trend-Zyklus-Komponente (glatte Komponente) und die irreguläre Komponente. Letztere beinhaltet die restlichen höherfrequenten Bewegungsanteile der Zeitreihe.

Konjunkturindikatoren sind umso besser, je schwächer die nach einer Saisonbereinigung verbliebene irreguläre Komponente im Vergleich zur glatten Komponente ist. Denn durch unsystematische Ausschläge kann das eigentliche konjunkturelle Signal eines Indikators, die *konjunkturelle Grundtendenz*, verfälscht, wenn nicht gar fast vollständig verdeckt werden. Der elementare Ausweg, deshalb von vornherein auf die glatte Komponente eines Indikators abzustellen und auf die Analyse saisonbereinigter Werte zu verzichten, ist aber für die Konjunkturdiagnose ebenfalls mit Nachteilen verbunden. Denn in Phasen konjunktureller Umschwünge neigt die *geschätzte* Trend-Zyklus-Komponente dazu, die in der jüngeren Vergangenheit festgestellte Grundtendenz zu verlängern und damit eine mittlerweile falsche Entwicklungsrichtung festzuschreiben (vgl. Kirchner 1999, 1 sowie Meyer 1996). Wendepunkte in der konjunkturellen Entwicklung werden in aller Regel eher von saisonbereinigten Zeitreihen, die die irreguläre Komponente noch enthalten, angezeigt. Zudem können für die Schätzung der glatten Komponente verschiedene Schätzverfahren eingesetzt werden, die unterschiedliche Eigenschaften besitzen und zu verschiedenen Schätzergebnissen führen können. Enthält ein Konjunkturindikator ein starkes Signal und geringes Rauschen, kann im günstigsten Fall auf eine Glättung verzichtet werden, so dass die beschriebene Schätzproblematik entfällt. Zumindest genügt bei einem solchen Indikator aber eine »schwache« Glättung, um das Konjunktursignal herauszuschälen.

Im Folgenden sollen einige bekannte statistische Messkonzepte – die IC-Relation (Ratio of the Average Amplitudes of the Irregular to the Cyclical Factor) und das darauf aufbauende MCD-Maß (Months for Cyclical Dominance) – vorgestellt werden, mit denen die Variabilität von saisonbereinigten Zeitreihen im Hinblick auf die Größenordnung von irregulärer zu glatter Komponente analysiert und systemati-

siert werden kann. Im Anschluss wird auf die Qualität des saisonbereinigten ifo Geschäftsklimas und seiner beiden Komponenten Geschäftslage und Geschäftserwartungen hinsichtlich der vorgestellten Kriterien im Vergleich zu gewichtigen Indikatoren der amtlichen Statistik (Produktion und Auftragseingang im verarbeitenden Gewerbe) eingegangen. Für die Berechnung der beiden statistischen Prüfmaße wird auf zweierlei Arten vorgegangen:

Zunächst wird der *originäre, nicht saisonbereinigte* Datensatz benützt (= Ansatz 1). Alle Ursprungsreihen werden nach einem einheitlichen Verfahren saisonbereinigt. Zur Ausschaltung der Saisonmuster wird das Census X-12-ARIMA-Verfahren herangezogen, das sich international und auch in der deutschen Wirtschaftsstatistik als »Industrienorm« durchgesetzt hat. Die Saisonbereinigung erfolgt ohne zusätzliche manuelle Eingriffe mit üblichen Standardoptionen. Die Trend-Zyklus-Komponente wird mit einem *Henderson-Filter* geschätzt, der integraler Bestandteil des Census X-12-ARIMA-Verfahrens ist. Diese Vorgehensweise hat den Vorteil, für die Berechnung der IC-Relation und der MCD-Maßzahl saisonbereinigte Ausgangsreihen zu benützen, die auf der Basis eines einheitlichen und international bekannten Verfahrens berechnet wurden, so dass die Nachvollziehbarkeit der saisonbereinigten Ergebnisse in vollem Umfang gewährleistet ist. Allerdings werden bei diesem Ansatz saisonbereinigte Reihen generiert, die nicht vollständig mit den vom ifo Institut bzw. von der amtlichen Statistik veröffentlichten Daten übereinstimmen. Deren konkrete Berechnung erfordert nämlich im Allgemeinen eine zusätzliche manuelle Festlegung von Verfahrensparametern. Von daher ist ein alternativer Ansatz nahe liegend.

Nunmehr wird von *saisonbereinigten* Zeitreihen ausgegangen (= Ansatz 2). Dies hat den Vorteil, mit saisonbereinigten Datensätzen zu arbeiten, die mit reihenspezifischen Steuerungsoptionen *optimiert* wurden. Die Optimierung, die auf der Basis statistischer Kriterien erfolgt, wird deshalb vorgenommen, um allfälligen Zusatzinformationen (z.B. wirtschaftlicher und klimatischer Art) Rechnung zu tragen. Außerdem können zur Schätzung der Trend-Zyklus-Komponente gezielt verschiedene Filtertypen eingesetzt werden. Hier wird einmal ein *symmetrischer Henderson-Filter* verwendet. Der Einsatz dieses Filters wird dadurch motiviert, dass ein explizites Gewichtungsschema existiert. Zudem wird eine Brücke zu Ansatz 1 geschlagen, der auf dem X-12-Verfahren und damit auf Filtern dieser Bauart beruht. Für die Filterlänge wird die bei Monatswerten übliche X-12-Standardvariante *Henderson-13* benutzt. Der Henderson-Filter dämpft hochfrequente Schwingungen in der Zeitreihe, die üblicherweise mit dem Störsignal gleichgesetzt werden.

Darüber hinaus wird ein Schätzverfahren namens *lokal gewichteter polynomialer Regression* eingesetzt, das im Ge-

gensatz zu den meisten frequenzbasierten Filterverfahren rein *datenbasiert* ist, d.h. ohne die ansonsten notwendige Setzung von Filterparametern auskommt. Die Glättungsparameter werden bei diesem Verfahren aus den Daten geschätzt. Im Prinzip wird ein gleitendes gewichtetes Mittel der Daten berechnet, dessen Gewichtungsfunktion unter bestimmten Annahmen aus statistischer Sicht optimal ist. Mit Hilfe der lokal gewichteten polynomialen Regression können Zeitreihen in gewissem Sinne optimal von Zufallsschwankung bereinigt werden.

Grundbegriffe der Zeitreihenzerlegung

Eine ökonomische Zeitreihe Y_t kann gedanklich in verschiedene Bewegungskomponenten zerlegt werden. Zu unterscheiden sind einmal *systematische* Komponenten: Die *Trend-Zyklus-Komponente* C_t umfasst den langfristigen Entwicklungspfad einer Zeitreihe und die mittelfristige zyklische Bewegung. Die kürzerfristige *saisonale* Komponente S_t spiegelt die regelmäßig wiederkehrenden Veränderungen der Reihenwerte innerhalb eines Jahres wider. So ist z.B. die Wertschöpfung im Handel in den Herbstmonaten aufgrund des Weihnachtsgeschäfts stets besonders groß. Daneben gibt es eine *irreguläre* Komponente I_t (unsystematischer Rest). Diese enthält die kurzfristigen zufälligen Einflüsse auf die Zeitreihe (z.B. Auswirkungen von saisonunüblicher Witterung oder Streiks, Kurzfristreaktionen auf wirtschaftspolitische Maßnahmen, aber auch Daten- oder Stichprobenfehler). Für manche Zeitreihen wird darüber hinaus noch eine zusätzliche Kalenderkomponente modelliert. Diese umfasst Einflüsse, die auf Unregelmäßigkeiten im Kalender zurückgehen (z.B. Schalttage, bewegliche Feiertage, spezielle Feiertagsregelungen auf Länder-ebene oder divergierende Wochentagsstrukturen im Monat). Die Ausschaltung der Kalenderkomponente kann dadurch geschehen, dass der eigentlichen Zeitreihenzerlegung eine gesonderte Kalendereinigung vorgeschaltet wird, oder aber die Kalendereinigung ist in das spezifische Zerlegungsverfahren integriert.¹

Weil in der Praxis die Auswirkungen der einzelnen Komponenten auf eine Zeitreihe nicht beobachtbar sind, kann es faktisch auch keine »objektiv richtige« Komponentenzerlegung geben. In der Praxis wird deshalb eine Vielzahl von Verfahren angewandt. Zur Saisonschätzung bzw. -bereinigung, verwendet z.B. das Statistische Bundesamt zurzeit das Berliner Verfahren Version BV4.1, die Deutsche Bundesbank das Census X-12-ARIMA-Verfahren und das ifo Institut speziell für die Zerlegung von Zeitreihen aus dem ifo Konjunkturtest das ASA-II-Verfahren. Die relative Güte unterschiedlicher Zeitreihenzerlegungen kann anhand von mathemati-

schen Kriterien (z.B. Stabilität der Ergebnisse am aktuellen Rand) oder auch mit Hilfe synthetisch erzeugter Zeitreihen beurteilt werden (vgl. Höpfner 1998 sowie Goldrian und Lehne 1999).

Naturgemäß können die einzelnen Zeitreihenkomponenten C_t , S_t und I_t auf viele unterschiedliche Arten zueinander in Beziehung gesetzt werden. In der Rechenpraxis hat sich allerdings gezeigt, dass zwei fundamentale Modellansätze im Allgemeinen genügen. Bei der *additiven* Zeitreihenzerlegung $Y_t = C_t + S_t + I_t$ wird davon ausgegangen, dass die Variabilität einer Zeitreihe nicht vom Reihenniveau abhängig ist. Dagegen wird bei der rein *multiplikativen* Zerlegung $Y_t = C_t \times S_t \times I_t$ angenommen, dass die Schwankungen der Ursprungsreihe mit dem Reihenniveau variieren. Saisonale und auch irreguläre Schwankungen nehmen mit steigendem (sinkendem) Reihenniveau zu (ab).

Die Ausschaltung der Saisonkomponente (oftmals unter Einbezug der Kalenderkomponente) wird als *Saisonbereinigung* bezeichnet. Saisonbereinigte Zeitreihenwerte Y^{SB}_t werden bei additiven Zeitreihenmodellen durch die Subtraktion der geschätzten Saisonkomponenten S_t von den Werten der Ursprungsreihe $Y^{SB}_t = Y_t - S_t = C_t + I_t$ ermittelt, bei multiplikativen Modellen ergibt sich der saisonbereinigte Wert durch entsprechende Division $Y^{SB}_t = Y_t / S_t = C_t \times I_t$

Ausgewählte Filterverfahren

Zur Schätzung der Trend-Zyklus-Komponente werden im Folgenden der Henderson-Filter und ein spezieller nichtparametrischer Regressionsschätzer eingesetzt. Der Henderson-Filter ist ein integraler Bestandteil des Saisonbereinigerfahrens Census X-12. Er hat aber auch darüber hinaus seine Daseinsberechtigung. Er ist ein Filter, der die Schätzung einer Trend-Zyklus-Komponente C_t in Zeitreihen ermöglicht. So verwenden viele statistische Ämter diesen Filter vorzugsweise für die Schätzung der Trend-Zyklus-Komponente bzw. zum Entfernen der irregulären Komponente in den Zeitreihen.

Entwickelt wurde dieses Filterverfahren von dem Aktuar Robert Henderson. Im Jahr 1916 veröffentlichte er eine Formel zur Berechnung des Gewichtungsschemas seines Filters. Die statistischen Kriterien, die Henderson zur Konstruktion seines Filters verwendete, waren die folgenden (vgl. Trewin 2003): Es sollte ein gewichteter gleitender Durchschnitt resultieren, der Polynome vom Grade kleiner als 4 unverändert belässt. Unter dieser Bedingung sollten die Gewichte so gewählt werden, dass sie die Varianz der dritten Differenzen der Zeitreihe minimieren. Die erste Bedingung garantiert, dass der Filter flexibel genug ist, um auch Konjunkturschwankungen zuzulassen. Durch die zweite Bedingung wird die Glattheit der resultierenden Schätzung erzwungen. Diese

¹ Auch eine spezielle Witterungskomponente, wie sie z.B. vom ifo Institut bei der Bereinigung von witterungsbehafteten Konjunkturtestreihen in Ansatz gebracht wird, ist modellierbar.

Tab. 1
Die Gewichte des 13-Term-Henderson-Filters

Zeitpunkt	t-6	t-5	t-4	t-3	t-2	t-1	t	t+1	t+2	t+3	t+4	t+5	t+6
Gewicht	-0,02	-0,03	0,00	0,07	0,15	0,21	0,24	0,21	0,15	0,07	0,00	-0,03	-0,02

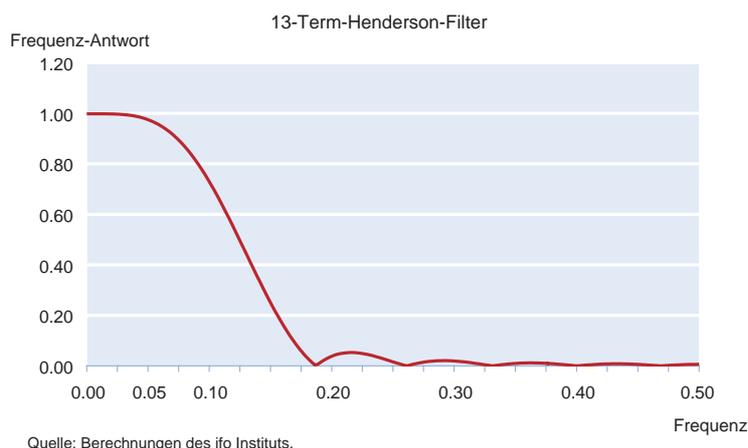
Quelle: Trewin (2003).

beiden Bedingungen legen ein eindeutiges Gewichtungsschema für das gleitende Mittel fest. Die gleitenden Mittelwerte nach Henderson sind symmetrische Mittelwerte ungerader Länge. Aufgrund dieser Eigenschaften werden Wendepunkte in der geglätteten Zeitreihe zeitlich nicht verschoben, wie es etwa asymmetrische Filter in der Regel implizieren. Allerdings bedeutet die Symmetrie auch, dass der Filter nicht bis an den aktuellen Rand (und an den Beginn) der Zeitreihe glätten kann. Es existieren in der Literatur jedoch verschiedene Vorschläge, wie die Filterung durch Prognosemethoden oder durch asymmetrische Fortführungen des Filters bis an den Rand erfolgen kann. Im vorliegenden Aufsatz wird jedoch ausschließlich ein symmetrischer Henderson-Filter verwendet, da für die vorliegende Analyse eine Glättung bis an den Rand nicht zwingend ist und somit die Randproblematik ausgeblendet wird.

Zur Glättung der monatlichen Zeitreihen wird hier ein symmetrischer 13-Term-Henderson-Filter benutzt. Tabelle 1 enthält die Gewichte, die bei diesem Filter eingesetzt werden. Der 13-Term-Henderson-Filter ist ein Standardfilter für monatliche Zeitreihen im CENSUS X-12-Verfahren (vgl. Findley et al. 1998) und wird etwa vom Australian Bureau of Statistics standardmäßig zur Trend-Zyklus-Schätzung in Monatsreihen angewendet (vgl. Trewin 2003, 43):

Die Filtereigenschaften des 13-Term-Henderson-Verfahrens können auch als Frequenzbereich betrachtet werden. Abbildung 2 zeigt die Frequenz-Antwort-Funktion des Filters. Diese Funktion gibt an, wie die verschiedenen Schwingungskomponenten in einer Zeitreihe durch den Filter behandelt

Abb. 2
Frequenz-Antwort-Funktion



werden. Die horizontale Achse stellt verschiedene Zyklenfrequenzen dar. Auf der vertikalen Achse ist abgetragen, welcher Prozentanteil einer Amplitude mit einer bestimmten Periode nach der Filterung in der Reihe verbleibt. Der 13-Term-Henderson-Filter belässt Zyklen mit einer Periode von zwei Jahren zu 95% ihrer Stärke in der Zeitreihe. Schwingungen mit noch längeren Perioden verbleiben noch stärker in der gefilterten Reihe. Dagegen werden kürzere Schwingungen, und damit die irreguläre Komponente, erheblich gedämpft. Eine Schwingung mit achtmonatiger Periode wird zu 50% gemindert, kürzere Schwingungen noch stärker. Wird die 50-Prozentmarke als Abschneidegrenze betrachtet, so würde dies bedeuten, dass der 13-Term-Henderson-Filter Zyklen mit einer Periode von mehr als acht Monaten in der Zeitreihe belässt. Aufgrund dieser Eigenschaft des Filters, kann er als »Low-Pass-Filter« bezeichnet werden, der geeignet ist, die Trend-Zyklus-Komponente aus einer Zeitreihe zu extrahieren.

Das zweite Glättungsverfahren, das im Weiteren eingesetzt wird, ist die lokal gewichtete polynomiale Regression.² Wie der Name besagt, handelt es sich hierbei um einen Regressions-schätzer. Er stammt aus der Klasse der nichtparametrischen Verfahren und setzt keine explizite parametrische Regressionsfunktion, etwa eine in den Parametern lineare Funktion, als Annahme voraus. Damit kann dieses Verfahren auch nichtlineare Funktionen handhaben. Da diese Methode hier datengesteuert eingesetzt wird, ist die Wahl der Glattheit der systematischen Komponente Teil des Schätzalgorithmus. Dies steht im Gegensatz zum oben beschriebenen 13-Term-Henderson-Filter. Zwar kann auch dieser Filter als nichtparametrische Methode betrachtet werden, doch ist durch die explizite Gewichtung und durch die feste Filterlänge auch eine bestimmte Frequenz-Antwort-Funktion vorgegeben. Die lokal gewichtete polynomiale Regression wählt quasi selber, bis zu welcher Periode die Schwingungskomponenten zu den systematischen Bewegungen gehören.

IC-Relation und MCD-Maß

Jede saisonbereinigte Zeitreihe Y^{SB}_t ist definitionsgemäß eine vorläufige Schätzung der

² Für eine Beschreibung des hier eingesetzten Verfahrens vgl. Abberger und Nierhaus (2008, 21 ff.).

Trend-Zyklus-Komponente. Wie gut die glatte Komponente C_t durch die saisonbereinigte Zeitreihe $C_t \times I_t$ approximiert wird, d.h. wie stark und unverfälscht das konjunkturelle Signal einer saisonbereinigten Reihe ist, hängt davon ab, ob eine Bewegung des jeweils aktuellen Zeitreihenwertes primär auf den Einfluss der irregulären Komponente I_t zurückgeht oder ob die Bewegung überwiegend auf eine Änderung der glatten Komponente C_t zurückzuführen ist. Ein einschlägiges Messkonzept hierfür bietet die *IC-Relation* (Ratio of the Average Amplitudes of the Irregular to the Cyclical Factor), die *standardmäßig* für *einmonatige* Zeitspannen berechnet wird. Im Fall multiplikativ verknüpfter Komponenten wird dabei konkret die durchschnittliche prozentuale Änderung der irregulären Komponente zur prozentualen Änderung der glatten Komponente ohne Berücksichtigung des Vorzeichens in Beziehung gesetzt: (vgl. Shiskin, Young und Musgrave 1967, 18).

$$IC = \frac{\sum_{t=2}^T |C_t - I_{t-1}| / I_{t-1}}{\sum_{t=2}^T |C_t - C_{t-1}| / C_{t-1}}$$

Bei additiven Zerlegungen wird die standardmäßige IC-Relation als Verhältnis der durchschnittlichen absoluten Monatsdifferenzen berechnet:

$$IC = \frac{\sum_{t=2}^T |I_t - I_{t-1}|}{\sum_{t=2}^T |C_t - C_{t-1}|}$$

Die irreguläre Komponente I_t folgt dabei aus der Division (bzw. Subtraktion) der saisonbereinigten Werts $C_t \times I_t$ (bzw. $C_t + I_t$) durch den geschätzten Trend-Zyklus-Wert C_t . Ist die IC-Relation größer als oder gleich Eins, so spiegelt die Veränderung der saisonbereinigten Zeitreihenwerte gegenüber dem Vormonat im Mittel überwiegend irreguläre Einflüsse wider. Vice versa indiziert eine IC-Relation von kleiner Eins eine im Mittel bestehende Dominanz der systematischen Trend-Zyklus-Komponente. Dabei muss nicht weiter betont werden, dass das konkrete Ergebnis für eine saisonbereinigte Zeitreihe ceteris paribus vom statistischen Zerlegungsverfahren abhängig ist, ob die Komponenten der Reihe additiv oder multiplikativ miteinander verknüpft sind und ob die Trend-Zyklus-Komponente flach oder steil verläuft (vgl. Wallis 2006, 25 f.).

Bei vielen Zeitreihen überwiegt im Vormonatsvergleich zunächst der irreguläre Einfluss. Bei Änderungen der Reihenwerte über *mehrere* Monate hinweg zeigt sich jedoch, dass der Anteil der glatten Trend-Zyklus-Komponente an der gesamten Variabilität der Zeitreihe größer wird. Dies liegt daran, dass die absolute Änderung der glatten Komponente bei einer Verlängerung des Stützbereichs im Mittel zunimmt

während dies für die irreguläre Komponente nicht der Fall ist.³ Bei jedem sinnvoll verwendbaren Konjunkturindikator sollte dieser Sachverhalt zumindest in abgeschwächter Form gelten. Das *MCD-Maß* (Months Required for Cyclical Factor to Dominate Irregular Factor, Months for Cyclical Dominance) gibt dann die kleinste Zahl von Monaten an, für die im Mittel die Veränderung der glatten Komponente die Veränderung der irregulären Bewegungen ohne Berücksichtigung des Vorzeichens überwiegt. Zur Ermittlung dieses Maßes sind die IC-Relationen für sukzessiv verlängerte Zeitspannen zu berechnen. Der Wert von MCD ist dann die Zahl von Monaten θ , für die die entsprechende IC-Relation IC_θ zum ersten Mal kleiner als Eins ist. Sofern die Komponenten multiplikativ verknüpft sind, ist das MCD-Maß die kürzeste, in vollen Monaten gemessene Zeitspanne θ , für die gilt:

$$IC_\theta = \frac{\sum_{t=\theta+1}^T |I_t - I_{t-\theta}| / I_{t-\theta}}{\sum_{t=\theta+1}^T |C_t - C_{t-\theta}| / C_{t-\theta}} < 1$$

Im additiven Fall ist die MCD-Maßzahl definiert als kleinste Zeitspanne θ mit der Eigenschaft:

$$IC_\theta = \frac{\sum_{t=\theta+1}^T |I_t - I_{t-\theta}|}{\sum_{t=\theta+1}^T |C_t - C_{t-\theta}|} < 1$$

Das MCD-Maß wurde 1957 von Julius Shiskin entwickelt (vgl. Shiskin 1957, 236). Es gibt die durchschnittliche Wartezeit (in Monaten) an, bevor man relativ sicher sein kann, dass Bewegungen bei saisonbereinigten Zeitreihen nicht nur von zufälliger Natur sind, sondern auf zyklische Faktoren zurückgehen. Je kleiner das MCD-Maß für eine Zeitreihe ausfällt, umso angemessener (*»cyclically significant«*) ist der Vormonatsvergleich von saisonbereinigten Ergebnissen. Das MCD-Maß ist genau dann Eins, wenn für eine Zeitreihe die standardmäßige, für 1-Monatsspannen berechnete IC-Relation kleiner Eins ist. Haben zwei saisonbereinigte Zeitreihen das gleiche MCD-Maß θ , so hat diejenige Zeitreihe einen höheren systematischen Bewegungsanteil, deren IC-Relation IC_θ vergleichsweise kleiner ist.

Da das MCD-Maß definitionsgemäß nur ganzzahlige (Monats-)Werte annimmt, wird im Fall von θ größer als 1 nicht sichtbar, in welchem zeitlichen Ausmaß der Wert Eins verfehlt wird. Es lässt sich allerdings ein modifiziertes Maß *MCD** berechnen, das auf einer linearen Interpolation der IC-Relation beruht und eine reellwertige exakte Monatsspanne angibt, bei der die die interpolierte IC-Relation ge-

³ Dies gilt etwa unter der Annahme, dass die irreguläre Komponente aus weißem Rauschen besteht.

nau den Wert Eins annimmt (vgl. Lothian und Morry 2005 sowie Ladiray und Quenneville 1999):

$$MCD^* = (\theta - 1) + \frac{IC_{\theta-1} - 1}{IC_{\theta-1} - IC_{\theta}}$$

Sollen schließlich die irregulären Reste einer saisonbereinigten Reihe mittels gleitender Durchschnitte zusätzlich gedämpft werden, so kann die Länge des Stützbereiches mit Hilfe des MCD-Maßes in Abhängigkeit von der relativen Stärke der irregulären Ausschläge festgelegt werden. Die auf diese Weise geglättete saisonbereinigte Reihe hat ein MCD-Maß von Eins (*MCD-Glättung*).

Für vierteljährliche Zeitreihen lässt sich analog zum MCD ein *QCD-Maß* (Quarters for Cyclical Dominance) definieren. Das QCD gibt die minimale Zahl an Quartalen an, bis die durchschnittliche Veränderung der glatten Komponente die durchschnittliche Veränderung der irregulären Bewegungen überwiegt.

Ergebnisse

Im Folgenden wird für prominente Konjunkturindikatoren in Deutschland das in den jeweiligen Zeitreihen enthaltene Verhältnis von Konjunktursignal zu Störsignal untersucht. Dabei wird zum einen *qualitative* Reihen aus dem monatlichen ifo Konjunkturtest abgestellt. Zum anderen

werden wichtige *quantitative* Konjunkturindikatoren der amtlichen Statistik evaluiert. Bei den Indikatoren des ifo Instituts handelt es sich um das *Geschäftsklima* mit seinen Komponenten *Geschäftslage* und *Geschäftserwartungen*. Dabei wird einmal auf die *gewerbliche Wirtschaft* fokussiert, die in der Abgrenzung des ifo Instituts die Industrie, das Bauhauptgewerbe und den Groß- und Einzelhandel umfasst. Darüber hinaus wird auf das Geschäftsklima im *verarbeitenden Gewerbe* abgestellt, das bis heute ein wichtiger Cycle-Maker für die deutsche Wirtschaft ist (vgl. Abberger und Nierhaus 2008, 21 ff.). Daran anschließend wird die gleiche Analyse auf die beiden amtlichen Indikatoren *Auftragseingang* bzw. *Produktion* im verarbeitenden Gewerbe angewendet, die jeden Monat vom Statistischen Bundesamt veröffentlicht werden.

Tabelle 2 fokussiert auf Ansatz 1. Folglich werden (fallweise kalenderbereinigte) Ursprungsdaten benutzt; alle Zeitreihen werden nach einem einheitlichen Verfahren (Census X-12-ARIMA) ohne zusätzliche manuelle Eingriffe saisonbereinigt. Die Schätzung der glatten Komponente erfolgt zusammen mit der Saisonkomponente und basiert auf einem *Henderson-Filter*, der im X-12-Programm implementiert ist. Die Bereinigung nach Census X-12 ARIMA erfolgt mit der Software-Paket Gretl (Version 1.8) (vgl. Cottrell und Lucchetti 2008). Der Rechenzeitraum reicht von Januar 1991 bis zum Februar 2009.

Für das saisonbereinigte Geschäftsklima im *verarbeitenden Gewerbe* und seine beiden Bestandteile ergeben sich hervorragende Ergebnisse: Bereits die standardmäßigen

Tab. 2
MCD-Werte für ausgewählte Konjunkturindikatoren
saisonbereinigt nach Census X-12-ARIMA^{a)}

	Saisonbereinigte Werte γ^{SB}	Irreguläre Komponente I	Zyklische Komponente C	IC-Relation ^{b)} IC	Months for Cyclical Dominance ^{c)} MCD	Modifiziertes MCD-Maß ^{d)} MCD*
	Mittlere absolute Veränderung in %					
Verarbeitendes Gewerbe						
Lage	1,388	0,854	1,078	0,793	1	–
Erwartungen	1,461	0,942	1,004	0,939	1	–
Klima	1,203	0,723	0,947	0,763	1	–
Gewerbliche Wirtschaft						
Lage	1,342	1,022	0,815	1,253	2	1,42
Erwartungen	1,157	0,779	0,768	1,015	2	1,04
Klima	1,037	0,750	0,714	1,051	2	1,11
Industrieproduktion ^{e)}	1,122	0,945	0,473	1,996	3	2,00
Auftragseingang in der Industrie ^{e)f)}	1,798	1,497	0,794	1,887	3	2,02

^{a)} Für die Saisonbereinigung der Ursprungswerte und die Extraktion der Trend-Zyklus-Komponente wurde das Census X-12-ARIMA-Verfahren benutzt. – ^{b)} Verhältnis von irregulärer zu glatter Komponente, Maßstab dafür, wie stark und unverfälscht das konjunkturelle Signal in einer saisonbereinigten Reihe ist. – ^{c)} Zahl der Monate, bis die durchschnittliche Änderung der glatten Komponente die durchschnittliche Änderung der irregulären Komponente ohne Berücksichtigung des Vorzeichens überwiegt. – ^{d)} Zeitspanne in Monaten, bis die IC-Relation genau den Wert 1 annimmt. – ^{e)} Volumenwerte, arbeitstäglich bereinigt. – ^{f)} Nominale Werte, arbeitstäglich bereinigt.

Quelle: ifo Konjunkturtest; Statistisches Bundesamt; Berechnungen des ifo Instituts.

Tab. 3
MCD-Werte für ausgewählte Konjunkturindikatoren
saisonbereinigt nach ASA II bzw. Census X-12-ARIMA^{a)}

	Extraktion der glatten Komponente durch 13-Term-Henderson-Filter					
	Saison- bereinigte Werte γ^{SB}	Irreguläre Komponente I	Zyklische Komponente C	IC-Relation ^{b)} IC	Months for Cyclical Dominance ^{c)} MCD	Modifiziertes MCD-Maß ^{d)} MCD*
	Mittlere absolute Veränderung					
Verarbeitendes Gewerbe ^{e)}						
Lage	1,313	0,874	0,857	1,020	2	1,04
Erwartungen	1,453	0,973	0,991	0,983	1	–
Klima	1,150	0,760	0,814	0,934	1	–
Gewerbliche Wirtschaft ¹⁾						
Lage	1,340	1,105	0,675	1,635	2	1,85
Erwartungen	1,156	0,776	0,777	1,000	1	–
Klima	1,041	0,783	0,638	1,226	2	1,42
Industrieproduktion ^{e)}	1,535	0,895	0,367	2,438	3	2,70
Auftragseingang in der Industrie ^{e)j)}	2,044	1,394	0,582	2,397	3	2,41
	Extraktion der glatten Komponente durch lokal gew. polynom. Regression					
	Saison- bereinigte Werte γ^{SB}	Irreguläre Komponente I	Zyklische Komponente C	IC-Relation ^{b)} IC	Months for Cyclical Dominance ^{c)} MCD	Modifiziertes MCD-Maß ^{d)} MCD*
	Mittlere absolute Veränderung					
Verarbeitendes Gewerbe ^{e)}						
Lage	1,313	0,796	1,012	0,786	1	–
Erwartungen	1,453	0,972	0,951	1,022	2	1,05
Klima	1,150	0,759	0,853	0,890	1	–
Gewerbliche Wirtschaft ^{e)}						
Lage	1,340	1,042	0,790	1,318	2	1,47
Erwartungen	1,156	0,769	0,779	0,987	1	–
Klima	1,041	0,792	0,675	1,174	2	1,33
Industrieproduktion ^{e)}	1,535	0,869	0,946	0,918	1	–
Auftragseingang in der Industrie ^{e)j)}	2,044	1,303	1,197	1,089	2	1,17

^{a)} Die saisonbereinigten Werte sind Veröffentlichungen des ifo Instituts bzw. des Statistischen Bundesamts entnommen. –
^{b)} Verhältnis von irregulärer zu glatter Komponente, Maßstab dafür, wie stark und unverfälscht das konjunkturelle Signal in einer saisonbereinigten Reihe ist. – ^{c)} Zahl der Monate, bis die durchschnittliche Änderung der glatten Komponente die durchschnittliche Änderung der irregulären Komponente ohne Berücksichtigung des Vorzeichens überwiegt. – ^{d)} Zeitspanne in Monaten, bis die IC-Relation genau den Wert 1 annimmt. – ^{e)} Volumenwerte. – ^{f)} Nominale Werte.

Quelle: ifo Konjunkturtest; Statistisches Bundesamt; Berechnungen des ifo Instituts.

IC-Relationen, bei der die hochfrequenten monatlichen Änderungen der irregulären Komponente zu den Änderungen der glatten Komponente in Beziehung gesetzt werden, liegen für alle Reihen unter 1. Auf Monatsfrist dominiert demnach die glatte Komponente, das MCD-Maß hat für alle drei Indikatoren den idealen Minimalwert 1.

Für den umfassenderen ifo-Hauptindikator *Geschäftsklima in der gewerblichen Wirtschaft*, das die vergleichsweise etwas volatilere Sektoren Bau und Handel einbezieht, ergeben sich nur unwesentlich schlechtere Werte. Die monatlichen IC-Relationen für den saisonbereinigten Klima-, La-

ge- und Erwartungsindikator sind zwar etwas größer als Eins, was das MCD-Maß, das auf volle Monate abstellt, auf den Wert Zwei erhöht.⁴ Das modifizierte MCD*-Maß, das die exakte Zeitspanne angibt, bis die IC-Relation genau bei 1 liegt, beträgt aber für das ifo Geschäftsklima lediglich 1,1 Monate. Für die Geschäftserwartungen ergeben sich sogar nur 1,04 Monate, für die etwas volatilere Geschäftslage 1,4 Monate. Deutlich ungünstiger fallen die Prüfmaße für die quantitativen Indikatoren der amtlichen Statistik aus. Bei der sai-

⁴ Wird allein auf das saisonbereinigte Geschäftsklima in Westdeutschland (im Zeitraum 1970 bis 2003) abgestellt, so wird auch hier ein MCD-Wert von genau einem Monat erreicht.

sonbereinigten Industrieproduktion in konstanten Preisen liegt die IC-Relation knapp unter 2; das MCD-Maß beträgt drei Monate (modifiziertes MCD-Maß: 2,0 Monate). Für den saison- und kalenderbereinigten nominalen Auftragseingang ergeben sich die gleichen Werte.

Tabelle 3 stellt auf Ansatz 2 ab. Folglich wird von bereits *saisonbereinigten* Zeitreihen ausgegangen (= Ansatz 2). Die saisonbereinigten Ergebnisse sind Veröffentlichungen des ifo Instituts bzw. des Statistischen Bundesamts entnommen worden. Zur Schätzung der Trend-Zyklus-Komponente wird einerseits der *symmetrische Henderson-13-Term-Filter* verwendet. Andererseits wird ein rein datenbasiertes Schätzverfahren namens *lokal gewichteter polynomialer Regression* eingesetzt. Mit Hilfe dieses Ansatzes können Zeitreihen um nicht konjunkturrelevante Zufallsschwankung optimal bereinigt werden (vgl. Abberger und Nierhaus 2008).

Die Ergebnisse bestätigen grosso modo die Resultate von Ansatz 1. Wieder zeigt sich, dass das konjunkturelle Signal der saisonbereinigten ifo Konjunkturindikatoren im Vergleich zum Störsignal der irregulären Komponente vielfach bereits auf Monatsfrist dominant ist. Dabei fallen die Ergebnisse für die lokal gewichtete polynomiale Regression im Vergleich zum Henderson-Filter noch etwas günstiger aus. Dies gilt insbesondere für die zu Vergleichszwecken in der Untersuchung einbezogenen amtlichen Indikatorreihen Produktion und Auftragseingang, die beim Henderson-Filter deutlich schlechter abschneiden als bei der lokal gewichteten polynomialen Regression. Scheinbar sind die kürzerfristigen unterjährigen Schwingungen speziell bei der Industrieproduktion so ausgeprägt, dass das Schätzverfahren sie den systematischen Bewegungen zuschlägt. Dies würde bedeuten, dass die Industrieproduktion systematische Signale beinhaltet, die in der Konjunkturforschung üblicherweise nicht zur Trend-Zyklus-Komponente gerechnet werden.

Fazit

Das ifo Geschäftsklima und seine Komponenten *Geschäftslage* und *Geschäftserwartungen* besitzen für die Konjunkturanalyse die Vorzüge, dass sie zeitnah verfügbar sind, keinen Revisionen unterliegen und nicht trendbehaftet sind. Damit erfüllen sie wichtige Eigenschaften, die gute Konjunkturindikatoren aufweisen sollten.⁵ Im Vergleich zu den amtlichen trendbehafteten Indikatoren *Produktion* und *Auftragseingang* beinhalten diese Zeitreihen zudem ein deutlich klareres Konjunktursignal. Bei Konjunkturindikatoren wird nämlich das enthaltene Konjunktursignal stets von einem unsystematischen Rauschen oder »Störsignal« begleitet. Ein wichtiges Qualitätskriterium für Konjunkturindikatoren ist daher das in der Zeitreihe enthaltene Verhältnis von Konjunktursignal zu Störsignal.

⁵ Vgl. die grundlegende Arbeit des NBER von Moore und Shiskin (1967).

In der Literatur gibt es hierfür einschlägige Prüfkriterien: Die *IC-Relation* (Ratio of the Average Amplitudes of the Irregular to the Cyclical Factor) und das *MCD-Maß* (Months for Cyclical Dominance). Mit diesen Kriterien können saisonbereinigten Zeitreihen im Hinblick auf die Größenordnung von irregulärer Komponente zu glatter Konjunkturkomponente analysiert werden. Ist die standardmäßige, d.h. für 1-Monatsspannen berechnete IC-Relation (Verhältnis der Änderung von glatter zu irregulärer Komponente) größer als oder gleich Eins, so spiegelt die Bewegung der saisonbereinigten Reihenwerte im Mittel überwiegend irreguläre Einflüsse wider. Vice versa indizieren IC-Relationen von kleiner Eins eine Dominanz der systematischen Trend-Zyklus-Komponente. Bei vielen Zeitreihen überwiegen beim kurzfristigen Vormonatsvergleich die irregulären Einflüsse; erst bei längerfristigen Zeitreihenbewegungen dominiert die glatte Komponente. Das MCD-Maß gibt die kleinste, in Monaten gemessene Zeitspanne an, für die die durchschnittliche Veränderung der glatten Komponente die Veränderung der irregulären Bewegung überwiegt. Je kleiner das MCD-Maß für eine Reihe ausfällt, umso angemessener (»cyclically significant«) sind Vormonatsvergleiche von saisonbereinigten Ergebnissen. Das MCD-Kriterium ist ein zentrales Maß für die Güte konjunkturrelevanter Zeitreihen:

»In studies of the business cycle, the direction and magnitude of change in economic series is of fundamental importance. It is also important to distinguish persistent, cumulative changes from irregular fluctuations. In series with a low value of MCD this distinction can be made more promptly, or (with a given degree of promptness) more accurately, than in series with high MCD. From this point of view, then, one of the goals of statistics collectors should be to compile series for which MCD is low (e.g. unity).« (Shiskin 1957, 609)

Die präsentierten Ergebnisse zeigen, dass sowohl das *Geschäftsklima für das verarbeitende Gewerbe* als auch das umfassender definierte *Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft* beim MCD-Kriterium überragend abschneiden. Zur Absicherung der Ergebnisse wurde parallel mit verschiedenen Saisonbereinigungsverfahren und unterschiedlichen Filtern zur Extraktion der glatten Komponente gearbeitet. Es zeigt sich bei allen Ansätzen, dass das konjunkturelle Signal der ifo Konjunkturindikatoren im Vergleich zum Störsignal der irregulären Komponente vielfach auf Monatsfrist bereits dominant ist. Das ifo Geschäftsklima ist somit ein monatlicher Konjunkturindikator, der sehr zeitnah vorliegt, die Konjunktur frühzeitig anzeigt, d.h. ein vorlaufender Indikator ist, und darüber hinaus ein sehr klares, d.h. zyklisch signifikantes Konjunktursignal enthält. Damit gilt das ifo Geschäftsklima zu Recht als zentraler Indikator für die Beurteilung der Konjunkturentwicklung in Deutschland.

Literatur

- Abberger, K. und K. Wohlrabe (2006), »Einige Prognoseeigenschaften des ifo Geschäftsklimas – Ein Überblick über die neuere wissenschaftliche Literatur«, *ifo Schnelldienst* 59(22), 19–26.
- Abberger, K. und W. Nierhaus (2007), »Das ifo Geschäftsklima: Ein zuverlässiger Frühindikator der Konjunktur«, *ifo Schnelldienst* 60(5), 25–30.
- Abberger, K. und W. Nierhaus (2008), »Die ifo Kapazitätsauslastung – ein gleichlaufender Indikator der deutschen Industriekonjunktur«, *ifo Schnelldienst* 61(16), 15–23.
- Cottrell, A. und R. Lucchetti (2008), *Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library*, Gretl User's Guide, December 2008, <http://ricardo.ecn.wfu.edu/pub/gretl/manual/en/gretl-guide-a4.pdf>.
- Findley, D.F., B.C. Monsell, W.R. Bell, M.C. Ott und B.-C. Chen (1998), »New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal-Adjustment Program«, *Journal of Business & Economic Statistics* 16, 127–152.
- Goldrian, G. und B. Lehne (1999), »Zur Approximation der Trend-Zyklus-Komponente am aktuellen Rand einer Zeitreihe«, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* (3/4), 344–356.
- Goldrian, G. und W.H. Strigel (1989), »Nationale Gesamtindikatoren auf der Basis von Konjunkturumfragen«, in: K.H. Oppenländer und G. Poser (Hrsg.), *Handbuch der ifo Umfragen*, Duncker&Humblodt, Berlin, München, 358–372.
- Höpfner, B. (1998), »Ein empirischer Vergleich neuerer Verfahren zur Saisonbereinigung und Komponentenerlegung«, *Wirtschaft und Statistik* (12), 949–959.
- Kirchner, R. (1999), »Auswirkungen des neuen Saisonbereinigungsverfahrens Census X-12-ARIMA auf die aktuelle Wirtschaftsanalyse in Deutschland«, Deutsche Bundesbank, Diskussionspapier 7/99.
- Ladiray, D. und B. Quenneville (1999), *Understanding the X11-Method: The Various Tables*, Juli, Statistics Canada, Ottawa.
- Lothian, J. und M. Morry (2005), »A Set of Quality Control Statistics for the X-11-ARIMA Seasonal Adjustment Method«, Working Paper 78-10-005, Statistics Canada, Ottawa.
- Meyer, N. (1996), »Saisonbereinigte Reihe versus Trend als Hilfsmittel der aktuellen Konjunkturanalyse«, in: G. Goldrian (Hrsg.), *Saisonbereinigung und Konjunkturanalyse*, Beiträge zur quantitativen Wirtschaftsforschung 5, ifo Institut für Wirtschaftsforschung, München, 9–24.
- Moore, G. und J. Shiskin (1967), *Indicators of Business Expansions and Contractions*, Occasional Paper 1003, NBER, New York.
- Shiskin, J. (1957), *Electronic Computers and Business Indicators*, Occasional Paper 57, National Bureau of Economic Research Inc., Cambridge, Mass.
- Shiskin, J., A.H. Young und J.C. Musgrave (1967), *The X11 Variant of the Census Method II Seasonal Adjustment Program*, US Department of Commerce, Bureau of the Census, Washington.
- Trewin, D. (2003), *Australian Bureau of Statistics, Information Paper: A Guide to Interpreting Time Series – Monitoring Trends* (cat no. 1349.0), Australian Bureau of Statistics, Canberra, Australia.
- Wallis, G. (2006), *Methodology Notes: Measuring variability in selected economic time series*, Economic Trends 636, November, Office for National Statistics, Washington.

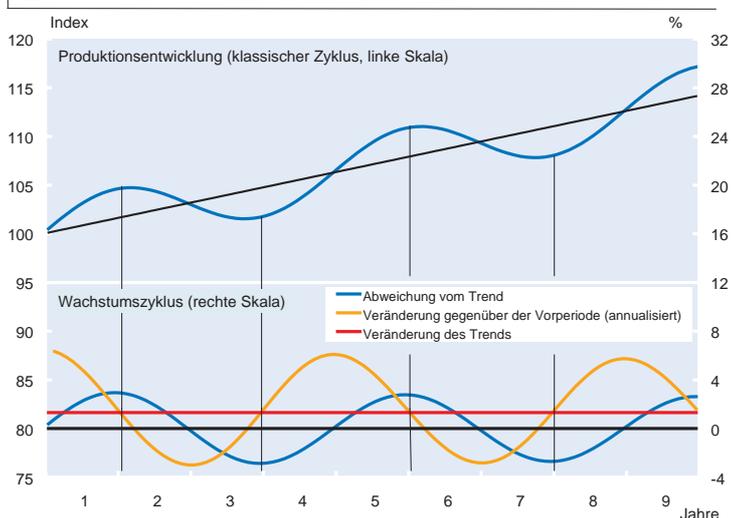
In der modernen Wirtschaftsstatistik werden heute für die Modellierung struktureller Brüche und regimeabhängiger Dynamik zunehmend nichtlineare Zeitreihenverfahren eingesetzt. Ein prominentes Beispiel hierfür sind Markov-Switching-Modelle, bei denen die Modellparameter von stochastischen Regimevariablen abhängen. Ein an sich lineares Modell wird bei diesem Ansatz dadurch flexibler, dass die Parameter unterschiedliche Werte annehmen können, je nachdem, in welchem Regime sich die Zeitreihe befindet. Dadurch kann bei der Modellierung berücksichtigt werden, dass die Dynamik über die Zeit variiert. Da die Zeitpunkte der Regimewechsel nicht vorgegeben werden müssen, sondern während der Berechnungen mitgeschätzt werden, kann dieser Modelltyp auch zur Datierung von konjunkturellen Wendepunkten eingesetzt werden. Im vorliegenden Beitrag wird der wichtigste Frühindikator der deutschen Konjunktur, das ifo Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft, durch ein Markov-Switching-Modell beschrieben. Es zeigt sich, dass mit diesem Modell die Wendepunkte der zyklischen Komponente des realen Bruttoinlandsprodukts zuverlässig erkannt werden. Zusätzlich gewinnt man Echtzeit-Wahrscheinlichkeiten für das aktuelle Konjunkturregime. Diese Wahrscheinlichkeiten können für die Interpretation des Konjunkturindikators eine interessante zusätzliche Information darstellen.

Konjunkturzyklen in marktwirtschaftlichen Systemen sind Schwankungen des Auslastungsgrades des gesamtwirtschaftlichen Produktionspotentials (Wachstumszyklen). Jeder Zyklus besteht aus einer Aufschwungs- und einer Abschwungsphase, wobei die einzelnen Phasen durch untere bzw. obere Wendepunkte miteinander verbunden sind. Aufschwungsphasen sind dadurch gekennzeichnet, dass die Wachstumsrate der gesamtwirtschaftlichen Produktion gegenüber der Vorperiode über der des Produktionspotentials liegt (zunehmende Kapazitätsauslastung), Abschwungsphasen umfassen sowohl Phasen mit absolut sinkender Produktionstätigkeit als auch Phasen mit – gemessen an der Potentialrate – unterdurchschnittlich zunehmender Produktionstätigkeit (abnehmende Kapazitätsauslastung). Obere Wendepunkte sind daher dort, wo der Auslastungsgrad ein lokales Maximum hat, untere Wendepunkte dort, wo der Auslastungsgrad ein lokales Minimum aufweist. Anders als im klassischen Zyklus, der als Schwankungen des Niveaus der gesamtwirtschaftlichen Produktion definiert ist, beginnt im Wachstumszyklus eine Abschwungsphase also nicht erst, wenn die Wachstumsrate negativ ist, sondern wenn sie unter die Rate des Potentialwachstums fällt. Interpretiert man den Trendwert des realen Bruttoinlandsprodukts (BIP) als eine nicht-strukturelle Schätzung des Produktions-

potentials, so lassen sich Konjunkturzyklen äquivalent an den Abweichungen des BIP vom Trend messen (Output Gap). Die Wendepunkte sind durch den maximalen Abstand des BIP von seinem Trendwert gekennzeichnet (vgl. Abb. 1).

Mit Konjunkturindikatoren soll das zyklische Wirtschaftsgeschehen insbesondere an Wendepunkten möglichst zutreffend beschrieben bzw. prognostiziert werden. Sie lassen sich nach ihrem zeitlichen Zusammenhang zur jeweiligen konjunkturellen Referenzreihe in vorlau-

Abb. 1
Produktionsentwicklung (als Beispiel: Vierjahres-Sinusschwingung des realen BIP um einen linearen Trend) und Wachstumszyklus



Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

fende (*leading*), gleichlaufende (*coincident*) und nachlaufende (*lagging*) Indikatoren klassifizieren. Von besonderer Wichtigkeit sind naturgemäß die vorlaufenden Indikatoren (*Frühindikatoren*). Ein besonders prominenter Frühindikator für die Konjunktur in Deutschland ist das *ifo Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft* (aggregiertes Ergebnis für die Bereiche Industrie, Bauhauptgewerbe, Groß- und Einzelhandel). Es wird als geometrisches Mittel nach der Formel $[(GL + 200)(GE + 200)]^{1/2} - 200$ berechnet, wobei GL das Prozentsaldo aus den positiven und negativen Meldungen zur *aktuellen Geschäftslage* bezeichnet und GE das Prozentsaldo aus den positiven und negativen Meldungen zu den *Geschäftsaussichten in den nächsten sechs Monaten*.¹ Durch die geometrische Mittelung werden bei Extremwerten die Ausschläge im Vergleich zu einer arithmetischen Mittelung leicht gedämpft.

Das Geschäftsklima wurde vom ifo Institut erstmals im Jahr 1971 veröffentlicht; wobei sich die Angaben zunächst auf die verarbeitende Industrie beschränkten. Aber bereits im darauf folgenden Jahr wurden die Klimadaten für die im Konjunkturtest erfassten Bereiche Industrie, Bauhauptgewerbe, Groß- und Einzelhandel zu einem konjunkturellen *Gesamtindikator* verdichtet. Der Vorteil von Gesamtindikatoren besteht darin, dass sie im Unterschied zu Einzelindikatoren, die für sich betrachtet widersprüchliche Tendenzen anzeigen können, infolge der Informationsverdichtung normalerweise deutlichere und auch stabilere Konjunktursignale liefern. Ein zweiter Grund für die Zusammenfassung von Einzelindikatoren ist die Erweiterung der Aussage auf größere Aggregate.

In vielen wissenschaftlichen Studien wurden die Prognoseeigenschaften des ifo Geschäftsklimas untersucht (vgl. Abberger und Wohlrabe 2006). Eine besondere Rolle in der Konjunkturanalyse kommt der möglichst rechtzeitigen und zuverlässigen Erkennung von konjunkturellen Wendepunkten zu. Gerade hier leistet das ifo Geschäftsklima seine Dienste. Wendepunkte im Wachstumszyklus vermag es zuverlässig und im Durchschnitt mit einem *statistisch signifikanten* Vorlauf von gut einem Quartal anzuzeigen (vgl. Abberger und Nierhaus 2007). Um die Qualität von Indikatoren zu bewerten, werden in der Regel historische Zeitreihen verwendet und das Wendepunktverhalten beobachtet. Dadurch gewinnt man wichtige Hinweise über Eigenschaften und Zuverlässigkeit von Indikatoren, die auch in der praktischen Konjunkturanalyse hilfreich sind. In der tatsächlichen Analyse muss der Forscher jedoch immer beurteilen, ob eine Bewegung des jeweils aktuellen Indikatorwertes bereits für einen Wechsel des Regimes und damit einen konjunkturellen Wendepunkt spricht, oder ob die Bewegung weiterhin mit dem Verbleib im bisherigen Regime im Einklang steht.

¹ Zur Vermeidung von negativen Werten in der Wurzel werden die Variablen GL und GE jeweils um die Konstante 200 erhöht.

Für diese Entscheidung können die Schätzergebnisse von Markov-Switching-Modellen wichtige zusätzliche Informationen liefern. Die Berechnungen führen zu Wahrscheinlichkeitsschätzungen für die verschiedenen Regime. Im Gegensatz zu einer rein visuellen Analyse oder einer Bewertung mit anderen Modellen resultieren aus der Anpassung der Markov-Switching-Modelle Wahrscheinlichkeitsaussagen darüber, ob sich die Ökonomie in einem Aufschwung oder in einem Abschwung befindet.

Der Markov-Ansatz

In der modernen Wirtschaftsstatistik werden heute für die Modellierung struktureller Brüche und regimeabhängiger Dynamik zunehmend nichtlineare Zeitreihenverfahren eingesetzt. Ein prominentes Beispiel hierfür sind Markov-Switching-Modelle (MS-Modelle), die auf die Pionierarbeiten von Hamilton (1989) sowie Goldfeld und Quandt (1973) zurückgehen. Im Folgenden soll das ifo Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft mit einem MS-Ansatz modelliert werden.

Konkret werden die ersten Differenzen $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ des Geschäftsklimaindex in Abhängigkeit von einer nicht beobachtbaren Zustandsvariablen s_t modelliert, die als Zustand oder Regime zum Zeitpunkt t bezeichnet wird ($t = 1, \dots, T$; Zeitvariable). Die Modellierung der ersten Differenzen impliziert, dass die Veränderung des Geschäftsklimas betrachtet wird. Es soll bewertet werden, ob eine Bewegung des Geschäftsklimas für einen Wechsel des Regimes spricht, oder ob sie im Einklang mit dem bisherigen Regime steht. Befindet sich die Wirtschaft etwa im Aufschwung, so kann ein sinkendes Geschäftsklima noch im üblichen Schwankungsbereich liegen und daher im Einklang mit dem Regime Aufschwung stehen. Es kann aber auch schon einen Regimewechsel anzeigen. Genau für diese Bewertung soll das MS-Modell Hilfestellung leisten.

Die Zahl der konjunkturellen Regime ist in der vorliegenden Studie auf zwei begrenzt. Für $s_t = 1$ gilt Zustand 1 (im Durchschnitt steigendes Geschäftsklima), der hier mit Aufschwung gleichgesetzt wird, für $s_t = 2$ herrscht Zustand 2 (im Durchschnitt sinkendes Geschäftsklima; Abschwung). Die Wahrscheinlichkeit, mit der das Regime von einer Periode zur anderen Periode wechselt (bzw. verharrt), ist annahm gemäß zeitinvariant und hängt nur vom Zustand der Vorperiode s_{t-1} ab

$$p(s_t = i \mid s_{t-1} = j) = p_{ij}; \quad i, j = 1, 2.$$

Bei einem Markov-Prozess mit zwei Zuständen gibt es insgesamt vier Übergangswahrscheinlichkeiten. Für diese gelte $p_{11} + p_{12} = p_{22} + p_{21} = 1$; die Zustandsvariable s_t folgt damit einem Markov-Prozess erster Ordnung. Die Vertei-

lung von Δy_t (bei gegebenem Zustand i) wird durch die Dichtefunktion

$$f(\Delta y_t | s_t = i, \mu_i, \sigma^2) = 1/(2\pi \sigma^2)^{1/2} \exp[-(1/2)(\Delta y_t - \mu_i)^2/\sigma^2]$$

beschrieben; d.h. Δy_t ist normalverteilt mit zustandsabhängigem Mittelwert μ_i und konstanter² Varianz σ^2 . Für Zustand 1 gilt μ_1 , ansonsten μ_2 . Mit dem Symbol θ wird der Vektor der insgesamt zu schätzenden Parameter (p_{11} , p_{22} , μ_1 , μ_2 , σ^2) des MS-Modells bezeichnet.³ Das Modell kann mit der Maximum-Likelihood-Methode geschätzt werden, wobei in der Rechenpraxis aufgrund von Nichtlinearitäten numerische Optimierungsverfahren zum Einsatz gelangen (vgl. Krolzig und Lütkepohl 1995, 180 f.).

Das Verfahren liefert neben einer Schätzung des Parametervektors θ zugleich eine Quantifizierung von *Regime-Wahrscheinlichkeiten* in Abhängigkeit von der jeweils betrachteten Informationsmenge: Der Ausdruck $p(s_t = i | I_t)$ bezeichnet die bedingte Wahrscheinlichkeit, im Zeitpunkt t im Regime i zu sein, falls auf die gesamte Informationsmenge im Schätzzeitraum $[1, \dots, T]$ des MS-Modells konditioniert wird (geglättete Wahrscheinlichkeit).⁴ Der Ausdruck $p(s_t = i | I_t)$ gibt dagegen die bedingte Wahrscheinlichkeit für Zustand i an, falls nur auf die bis zur Rechenperiode t vorliegenden Informationsmenge fokussiert wird (gefilterte Wahrscheinlichkeit). Letztere ist unter Echtzeit-Aspekten besonders interessant. Für den Endzeitpunkt T stimmt der gefilterte Wert mit dem geglätteten überein. Die geglätteten Wahrscheinlichkeiten sind insbesondere dazu geeignet, die Dynamik der untersuchten Zeitreihen *ex post* zu untersuchen. Dadurch lassen sich in der Rückschau, bei Verwendung der gesamten Informationsmenge, Regimewechsel zuverlässig datieren. Denn bis auf den Rand der Zeitreihe, sind bei den Berechnungen zu allen Zeitpunkten sowohl die Vergangenheit als auch die Zukunft bekannt. Die Situation, in der sich der Konjunkturprognostiker befindet, wird dagegen in den gefilterten Wahrscheinlichkeiten nachempfunden. Über den gesamten Untersuchungszeitraum hinweg fließen in die Berechnung der Zustandswahrscheinlichkeiten jeweils nur die Daten aus der Vergangenheit ein.⁵ Dies erhöht die Unsicherheit bei der Bewertung, in welchem Regime sich der Prozess befindet. Gerade in dieser Situation sollen die Markov-Switching-Modelle aber zusätzliche Entscheidungshilfen geben.

Vorlauf und Signalstärke an konjunkturellen Wendepunkten

Im Folgenden soll zunächst auf die Schätzergebnisse für die *geglätteten* Regime-Wahrscheinlichkeiten des ifo Geschäftsklimas an konjunkturellen Wendepunkten im Zeitraum 1970 bis 2008 näher eingegangen werden. Als konjunkturelle Referenzreihe wird hier das vierteljährliche reale Bruttoinlandsprodukt herangezogen. Da amtliche BIP-Werte vor dem Jahr 1991 nur für Westdeutschland vorhanden sind, werden die fehlenden gesamtdeutschen Werte durch entsprechende Verkettung west- bzw. gesamtdeutscher Zeitreihenwerte generiert. Zur Extraktion der zyklischen Komponente des realen BIP ist der bekannte Baxter-King-Filter eingesetzt worden. Der Baxter-King-Filter ist ein symmetrischer Filter, der aus einer Zeitreihe nicht nur die niederfrequente Trendkomponente entfernt, sondern auch die hochfrequente irreguläre Komponente (vgl. Baxter und King 1999). Um auch an den Rändern einen symmetrischen Filter zu haben, wurden am Anfang und Ende der BIP-Zeitreihe zusätzliche Reihenwerte generiert. Die »backcasts« und »forecasts« wurden mit Hilfe von autoregressiven Modellen (AR) erzeugt, die Lag-Länge wurde automatisch über das Akaike-Informationskriterium (AIC) gewählt. Für die erforderliche Eliminierung der Saisonkomponente wurde das Census-X12-ARIMA Verfahren ausgewählt. Als Zyklus wurde die Summe aller Komponenten der Zeitreihe mit Schwingungen zwischen 6 und 32 Quartalen (= 1,5 bis 8 Jahre) angesetzt, die Länge des Baxter-King-Filters beträgt zwölf Quartale (= drei Jahre). Diese Einstellungen entsprechen den in der Literatur üblichen Empfehlungen für einen in der Praxis nahezu optimalen Filter. Die Datierung der konjunkturellen Wendepunkte des realen BIP erfolgte mit dem von Bry und Boschan am National Bureau of Economic Research (NBER) entwickelten Algorithmus, der weltweit am prominentesten ist (vgl. Bry und Boschan 1971). Das Verfahren liefert nach einem sequentiellen Entscheidungsprozess eine komplette Datierung der konjunkturellen Wendepunkte im betrachteten Rechenzeitraum. Für die Wendepunktsdatierung nach Bry und Boschan wurde das EU-Softwaretool BUSY (Release 4.1) benützt, das hier mit üblichen Standardoptionen für die minimale Phasenlänge (drei Quartale) und die minimale Zyklusdauer (fünf Quartale) gefahren wurde (vgl. Fiorentini und Planas 2003).

Die Regime-Wahrscheinlichkeiten des ifo Geschäftsklimas für die gewerbliche Wirtschaft wurden mit Hilfe der ökonomischen Softwaretools (Grocer Version 1.303) und Scilab (Version 4.1.2) geschätzt.⁶ Grocer greift dabei auf eine von Bellone entwickelte Gauss-Routine (MSVARlib) zurück (vgl. Bellone 2005). Da die Ergebnisse der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen für das reale Bruttoinlandspro-

² Die Modellierung der Varianz kann auch zustandsabhängig erfolgen. Diese Verallgemeinerung ist für die vorliegende Anwendung jedoch nicht notwendig.

³ Die gleichermaßen unbekannte und damit zu schätzende Wahrscheinlichkeit p_{12} folgt aus der Beziehung $1 - p_{11}$; die Wahrscheinlichkeit p_{21} aus $1 - p_{22}$.

⁴ Für $t < T$ beinhaltet dies also auch Informationen aus dem Zeitfenster ($t < k \leq T$).

⁵ Dies gilt jedoch nur für die Anpassung der Zustandswahrscheinlichkeiten. Für die Schätzung der Parameterwerte μ_i und σ^2 wird die gesamte Information verwendet.

⁶ Grocer kann unter <http://dubois.ensae.net/grocer.html> bezogen werden und ist eine Kontribution zum Programmpaket Scilab (<http://scilab.org>).

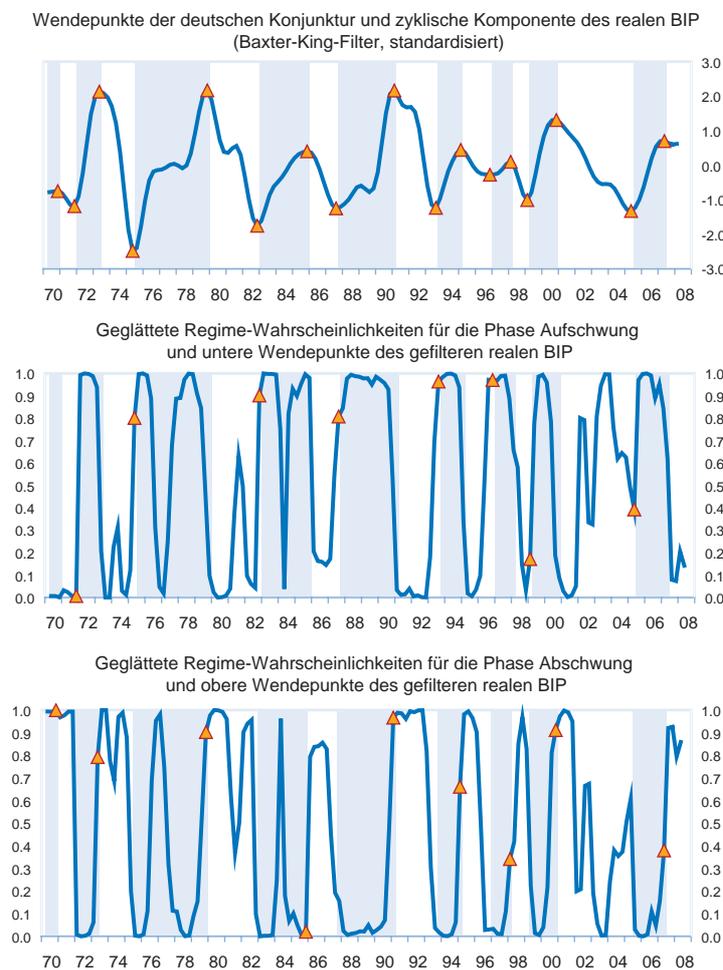
dukt nur vierteljährlich (und nicht wie ifo Konjunkturtestdaten monatlich) vorliegen, mussten die Monatsergebnisse des ifo Geschäftsklimas für die gewerbliche Wirtschaft der Vergleichbarkeit halber zu Quartalswerten zusammengefasst werden. Zudem wurden alle Geschäftsklimawerte mit dem ifo-Standardverfahren ASA II saisonbereinigt, um die volle Kompatibilität mit den regelmäßig veröffentlichten Konjunkturtestdaten des Instituts zu gewährleisten.

Das nach Baxter-King gefilterte reale Bruttoinlandsprodukt hat im Zeitraum 1970 bis 2007 insgesamt 17 Wendepunkte, beginnend mit dem vierten Quartal 1970 und endend mit dem zweiten Quartal 2007 (vgl. Abb. 2; oberes Teilbild). Untere Wendepunkte der Konjunktur finden sich in den Jahren 1971, 1975, 1982, 1987, 1993, 1996, 1999 und 2005. Obere Wendepunkte können für die Jahre 1970, 1973, 1979, 1985, 1991, 1995, 1998, 2000 und 2007 beobachtet werden. Im betrachteten Zeitraum lassen sich – ausgehend von

der Zahl der oberen Wendepunkte – insgesamt acht Wachstumszyklen der deutschen Wirtschaft ausmachen. Die durchschnittliche Dauer eines Wachstumszyklus, gemessen an der Zeitspanne zwischen zwei aufeinander folgenden oberen Wendepunkten, beläuft sich auf 17,4 Quartale oder 4¹/₄ Jahre; gemessen an zwei konsekutiven unteren Wendepunkten auf 18,3 Quartale oder 4¹/₂ Jahre. Eine Aufschwungsphase (Zeitspanne vom unteren Wendepunkt zum darauf folgenden oberen) beträgt im Durchschnitt 9,5 Quartale (knapp 2¹/₂ Jahre), eine Abschwungsphase (Spanne vom oberen Wendepunkt zum darauf folgenden unteren) 8,8 Quartale (knapp 2¹/₄ Jahre).

Die mit Hilfe des MS-Verfahrens aus dem ifo Geschäftsklima geschätzten Regime-Wahrscheinlichkeiten für die konjunkturelle Phase *Aufschwung* zeigt das mittlere Teilbild der Abbildung 2. Da auf die durchschnittliche Dynamik der Zeitreihe im gesamten Ex-post-Zeitraum fokussiert wird, sind

Abb. 2
Wendepunkte der deutschen Konjunktur



Blaue Flächen: Aufschwungsphasen des gefilterten realen BIP.

Quelle: Statistisches Bundesamt, ifo Konjunkturtest; Berechnungen des ifo Instituts.

die geglätteten Regime-Wahrscheinlichkeiten für die Phase Aufschwung $p(s_t = 1 | I_t)$ dargestellt. Zur Schätzung wurde die gesamte zur Verfügung stehende Informationsmenge im Zeitintervall 1970 bis 2008 verwendet. Im mittleren Teilbild der Abbildung 2 sind außerdem die unteren Wendepunkte des gefilterten realen BIP vermerkt (rote Dreiecke). Es zeigt sich bereits rein optisch, dass mit Ausnahme der Jahre 1971, 1999 und 2005 die *lokalen Minima* der Regime-Wahrscheinlichkeiten für die Phase Aufschwung einen beträchtlichen Vorlauf gegenüber den unteren Wendepunkten des gefilterten realen BIP haben. Dabei ist das Aufschwungssignal der geglätteten Regime-Wahrscheinlichkeiten zum Zeitpunkt eines unteren Wendepunkts des BIP naturgemäß umso stärker, je höher die Dreiecke zu liegen kommen. Für die Konjunkturanalyse ist zudem wichtig, dass zum statistischen Vorlauf des ifo Indikators noch ein technischer Vorlauf durch die verschiedenen Publikationszeitpunkte hinzukommt. So sind die ifo Geschäftsklima-Ergebnisse für ein abgelaufenes Quartal 1¹/₂ Monate vor den amtlichen Vierteljahresergebnissen für das Bruttoinlandsprodukt bekannt. Zudem werden sie in der Regel im Nachhinein nicht mehr revidiert.

Das untere Teilbild der Abbildung 2 zeigt die geglätteten Regime-Wahrscheinlichkeiten für die Phase *Abschwung* $p(s_t = 2 | I_t) = 1 - p(s_t = 1 | I_t)$ sowie die hierzu korrespondierenden oberen Wendepunkte des gefilterten realen BIP. Mit Ausnahme des Jahres 1985 zeigt sich rein optisch ebenfalls ein beachtlich großer Vorlauf der geglätteten Regime-

Wahrscheinlichkeiten; auch sind die *Abschwungssignale* an den oberen BIP-Wendepunkten im Durchschnitt ähnlich hoch wie die Aufschwungssignale an den unteren BIP-Wendepunkten. Alles in allem beträgt die *durchschnittliche* geglättete Regime-Wahrscheinlichkeit für die Phase Abschwung – gemessen an den oberen Wendepunkten des BIP – im Zeitraum 1970 bis 2008 rund zwei Drittel; ein vergleichbar großer Wert ergibt sich für die *durchschnittlichen* geglätteten Regime-Wahrscheinlichkeiten für die Phase Aufschwung an den unteren Wendepunkten des gefilterten realen BIP.

Modellendogene Datierung von Auf- und Abschwungsphasen

Ein weiterer Aspekt des MS-Modells besteht in der Möglichkeit, modellendogen, d.h. nur mit Hilfe der geschätzten Regime-Wahrscheinlichkeiten, Auf- und Abschwungsphasen chronologisch zu erfassen. Aus Sicht der zeitnahen Konjunkturanalyse sind nunmehr die *gefilterten*, d.h. *ungeglätteten* Regime-Wahrscheinlichkeiten $p(s_t = i | I_t)$ von besonderem Interesse, da bei ihrer Berechnung jeweils nur die bis zum Untersuchungszeitpunkt t verfügbaren Daten aus der Vergangenheit eingeflossen sind, was dem Informationsstand am aktuellen Rand am besten entspricht. Um so weit wie möglich Echtzeitbedingungen zu simulieren, wurde das MS-Modell für das ifo Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft auf *Monatsbasis* neu geschätzt.

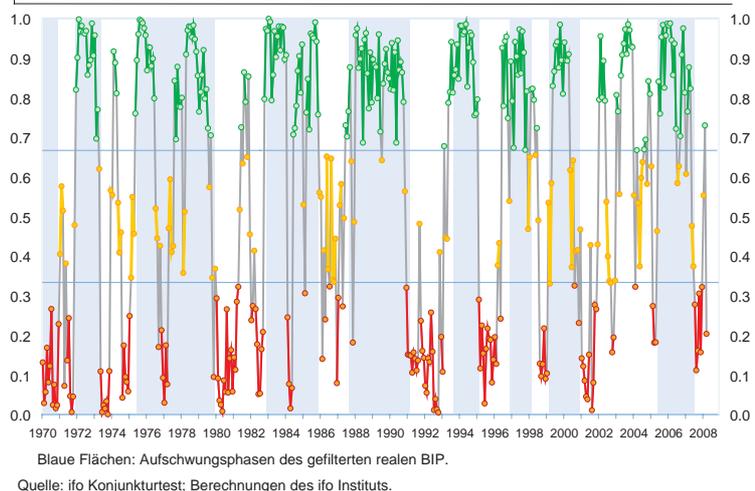
Für die konjunkturelle Klassifikation der beobachteten Daten sind allerdings noch Regeln aufzustellen. Denn zunächst ist unklar, ab welcher Regime-Wahrscheinlichkeit empirisch von einem Auf- bzw. Abschwung gesprochen werden sollte. Die einfachste, auf Hamilton zurückgehende symmetrische Klassifikationsregel besteht darin, dann von einem Aufschwung zu sprechen, wenn die entsprechende Regime-Wahrscheinlichkeit für die Phase Aufschwung $p(s_t = 1 | I_t)$ größer als 50% ist. (vgl. Hamilton 1989, 373 ff.). Vice versa ist ein Abschwung dadurch gekennzeichnet, dass nunmehr die Regime-Wahrscheinlichkeit für die Phase Abschwung $p(s_t = 2 | I_t)$ größer als 50% ist (bzw. die Regime-Wahrscheinlichkeit für Aufschwung jetzt kleiner als 50% ist). Wendepunkte sind dort, wo die Regime-Wahrscheinlichkeiten für die Phasen Auf- bzw. Abschwung die 50-Prozentmarke jeweils überschreiten.

Die hier vorgelegten Berechnungen zu den *durchschnittlichen* geglätteten Regime-Wahrscheinlichkeiten an den konjunkturellen Wendepunkten des realen BIP legen allerdings eine andere, *empirisch* motivierte Datierungsregel nahe: Eine Aufschwungspha-

se liegt dann vor, sofern die gefilterte Regime-Wahrscheinlichkeit für die Phase Aufschwung $p(s_t = 1 | I_t)$ größer als zwei Drittel ist. Denn dieser Wert ist deckungsgleich mit der geglätteten Regime-Wahrscheinlichkeit für die Phase Aufschwung im Durchschnitt aller unteren Wendepunkte des realen BIP. Umgekehrt liegt eine Abschwungsphase vor, wenn die gefilterte Wahrscheinlichkeit für die Phase Aufschwung kleiner als ein Drittel ist. In diesem Fall ist nämlich die gefilterte Regime-Wahrscheinlichkeit für die Phase Abschwung $p(s_t = 2 | I_t) = 1 - p(s_t = 1 | I_t)$ größer als zwei Drittel. Dieser Wert entspricht der mittleren geglätteten Regime-Wahrscheinlichkeit für die Phase Abschwung an den oberen Wendepunkten des realen BIP. Bei Regime-Wahrscheinlichkeiten zwischen einem Drittel und zwei Dritteln kann mit dieser Regel keine Zustandsaussage getroffen werden; es herrscht Indifferenz. Konjunkturelle Wendepunkte finden sich nunmehr dort, wo die gefilterten Regime-Wahrscheinlichkeiten für die Phase Aufschwung die Zwei-Drittel-Marke überschreitet bzw. die Ein-Drittel-Marke unterschreitet.

Abbildung 3 zeigt die mit dieser *Daumenregel* gefundenen konjunkturellen Regime für Deutschland (ifo Konjunkturampel). Die gefilterten Echtzeit-Wahrscheinlichkeiten signalisieren Aufschwung (grüne Punkte), sofern sie die 66-Prozentmarke überschreiten, Abschwung (rote Punkte), sofern sie unter der 33-Prozentmarke liegen bzw. Indifferenz (gelbe Punkte) im Intervall dazwischen. Dieser Indifferenzbereich kann als Pufferzone zwischen den Regimen Auf- und Abschwung interpretiert werden, in der besonders große Unsicherheit über den Zustand der Volkswirtschaft besteht. Alles in allem wird nach dieser Datierungsregel in 226 (oder 49,2%) Fällen Aufschwung signalisiert, in 143 (oder 31,2%) Fällen Abschwung und lediglich in 90 (oder 19,6%) Fällen Indifferenz. Es besteht trotz des neu hinzugekommenen Indifferenzintervalls also immer noch eine beachtlich große Trennschärfe hin-

Abb. 3
 Gefilterte monatliche Regime-Wahrscheinlichkeiten für die Phase Aufschwung
 - ifo Konjunkturampel -



sichtlich der Zuordnung zu den Konjunkturphasen Auf- bzw. Abschwung. Aufgrund des monatlichen Schätzansatzes identifiziert die ifo Konjunkturampel allerdings nicht nur den vergleichsweise niederfrequenten Wachstumszyklus des gefilterten realen Bruttoinlandsprodukts, sondern indiziert in Echtzeit auch höher frequente Schwingungen bis hin zu konjunkturellen Sonderentwicklungen.

Ein typisches Beispiel für eine höher frequente Schwingung zeigt sich etwa im deutlichen Rückgang (und Wiederanstieg) der gefilterten Aufschwungs-Wahrscheinlichkeiten im Frühjahr 1984. Hier war es im Zusammenhang mit einem siebenwöchigen Streik in der Metallindustrie Hessens, Nordwürttemberg/Nordbadens um die Einführung der 35-Stunden-Woche zu hohen Produktionsausfällen gekommen, die auch in der Zeitreihe des ungefilterten realen BIP zu sehen sind. Die vergleichsweise volatile Entwicklung der Regime-Wahrscheinlichkeiten in den Jahren 2002 bis 2004 ist zum einen die Folge der in diesen Jahren zu beobachtenden zahlreichen Schocks und Unsicherheiten, die von den befragten Unternehmen nicht immer systematisch antizipiert werden konnten. Zum anderen durchlief das verarbeitende Gewerbe in den Jahren 2003/2004 eine vergleichsweise günstige Sonderkonjunktur, die sich in den Regime-Wahrscheinlichkeiten aufgrund des höheren Gewichts der Industrie im ifo Konjunkturtest positiver auswirkte als in der zyklischen Komponente des realen BIP, deren Rückgang in diesem Zeitraum nur gebremst wurde.

Fazit

Das ifo Institut führt seit seiner Gründung im Jahre 1949 regelmäßig Urteils- und Tendenzbefragungen bei den Unternehmen durch. Mit diesem »Herzstück des ifo Instituts« (Nerb 2004, 2) wurde seinerzeit ein gänzlich neues Feld der statistischen und ökonomischen Forschung beschritten. Bereits in der Mitte der sechziger Jahre wurde das ifo *Geschäftsklima* als Mittel der beiden Komponenten »Geschäftslage« und »Geschäftserwartungen für die nächsten sechs Monate« konzipiert. Ausgangspunkt der Überlegung, die Informationen über die Geschäftsbeurteilung und die Geschäftserwartungen zu einem gemeinsamen Aggregat, dem Geschäftsklima, zusammenzufassen, war die Einschätzung, dass beide Variable allein das konjunkturelle Klima nicht hinreichend widerspiegeln. Das Geschäftsklima wird der Kategorie der *Diffusionsindizes* zugeordnet.⁷ Im Gegensatz zu den üblichen Diffusionsindizes werden im ifo Konjunkturtest die einzelnen Meldungen bei der Zusammenfassung zu Produktgruppen und Hauptaggregaten jedoch gewichtet.

⁷ Diffusionsindizes beantworten die Frage: Wie viel Prozent einer bestimmten Gesamtzahl von Zeitreihen steigen bzw. sinken zu einem bestimmten Zeitpunkt im Zyklus? Das Ausmaß der Richtungsänderung wird dabei nicht quantifiziert.

Die hier präsentierten Berechnungen zeigen, dass das ifo Geschäftsklima in der gewerblichen Wirtschaft mit einem Markov-Switching-(MS-)Ansatz modelliert werden kann. Mit diesem MS-Modell können die Wendepunkte der zyklischen Komponente des realen Bruttoinlandsprodukts zuverlässig und mit Vorlauf erkannt werden. Für die Chronologie der Wendepunkte wurde das in den USA am NBER entwickelte Bry-Boschan-Datierungsprogramm benützt. Die zyklische Komponente des realen Bruttoinlandsprodukts wurde mit dem bekannten Baxter-King-Filter extrahiert. Ein weiterer Aspekt des MS-Modells besteht in der Möglichkeit, modellendogen, d.h. allein auf Basis der geschätzten Echtzeit-Wahrscheinlichkeiten, Auf- und Abschwungsphasen zu identifizieren. Die monatlichen Regime-Wahrscheinlichkeiten – abgebildet in der ifo *Konjunkturampel* – können für die Interpretation des Konjunkturindikators *Geschäftsklima* eine interessante zusätzliche Information darstellen. Denn die Bewegung des ifo Geschäftsklimas wird durch das MS-Modell in *Wahrscheinlichkeiten* für die beiden konjunkturellen Regime *Aufschwung* bzw. *Abschwung* umgesetzt. Diese Informationen sind für die Analyse der aktuellen Konjunktur mit von entscheidender Bedeutung.

Literatur

- Abberger, K. und K. Wohlrabe (2006), »Einige Prognoseeigenschaften des ifo Geschäftsklimas – Ein Überblick über die neuere wissenschaftliche Literatur«, ifo *Schnelldienst* 59(22), 19–26.
- Abberger, K. und W. Nierhaus (2007), »Das ifo Geschäftsklima und Wendepunkte der deutschen Konjunktur«, ifo *Schnelldienst* 60(3), 26–31.
- Baxter, M. und R.G. King (1999), »Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series«, *Review of Economics and Statistics* 81, 575–593.
- Bellone, B. (2005), »Classical Estimation of Multivariate Markov-Switching Models using MSVARlib«, <http://ideas.repec.org/p/wpa/wuwpem/0508017.html#download>.
- Bry, G. und C. Boschan (1971), »Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs«, NBER Technical Paper, Nr. 20, Cambridge Mass.
- Dubois E. und E. Michaux, »Grocer, An Econometric Toolbox for Scilab«, January 2007, <http://dubois.ensae.net/>
- Fiorentini, G. und C. Planas (2003), »Busy Program«, Joint Research Center of European Commission, Ispra, Italy, <http://eemc.jrc.ec.europa.eu/EEMCArchive/Software/BUSY/BUSY-manual0603.pdf>.
- Goldfeld, S.M. und R.E. Quandt (1973), »A Markov Model for Switching Regressions«, *Journal of Econometrics* 1, 3–16.
- Hamilton, J. (1989), »A New Approach to the Economic Analysis of Non-stationary Time-Series and the Business Cycle«, *Econometrica* 57(2), 357–384.
- Krolzig, H.-M. und H. Lütkepohl (1995), »Konjunkturanalyse mit Markov-Regimewechselmodelle«, in: K.H. Oppenländer (Hrsg.), *Konjunkturindikatoren*, R: Oldenbourg, München, 177–196.
- Nerb, G. (2004), »Bedeutung von repräsentativen Unternehmensbefragungen für die empirische Konjunkturforschung«, in: G. Goldrian (Hrsg.), *Handbuch der umfragebasierten Konjunkturforschung*, ifo Beiträge zur Wirtschaftsforschung, Bd. 15, ifo Institut, München, 2–14.

Die aktuelle Wirtschaftsentwicklung im Lichte der ifo Konjunkturampel

36

Klaus Abberger und Wolfgang Nierhaus

Der wichtigste Frühindikator der deutschen Konjunktur, das ifo Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft, kann durch ein Markov-Switching-Modell beschrieben werden. Ein Vorteil dieses Modells besteht darin, dass die monatlichen Veränderungen des ifo Geschäftsklimas in Wahrscheinlichkeiten für die beiden konjunkturellen Regime Expansion bzw. Kontraktion umgesetzt werden können. Diese Wahrscheinlichkeiten – abgebildet in der ifo Konjunkturampel – liefern für die Interpretation des ifo Geschäftsklimas interessante zusätzliche Informationen. Aktuell signalisiert die ifo Konjunkturampel, dass die deutsche Konjunktur im dritten Quartal 2011 einen oberen Wendepunkt durchlaufen haben dürfte.

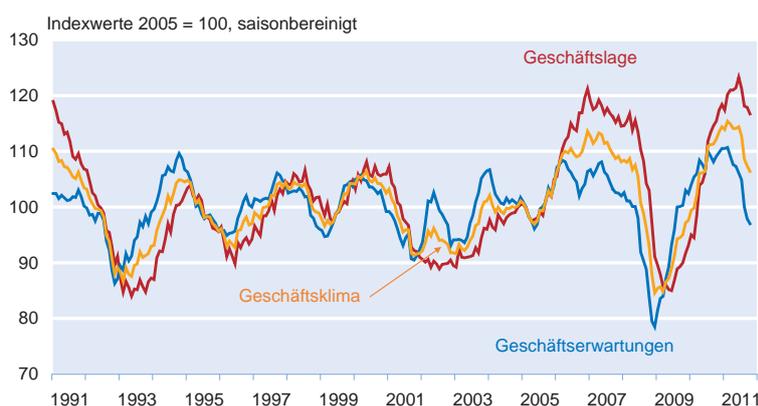
Ein besonders zuverlässiger Frühindikator für die konjunkturelle Entwicklung in Deutschland ist das ifo Geschäftsklima. Es wurde in den sechziger Jahren des vergangenen Jahrhunderts auf der Basis des monatlichen ifo Konjunkturtests entwickelt. Das ifo Geschäftsklima wird als geometrischer Mittelwert der beiden Komponenten »Geschäftslage« und »Geschäftserwartungen für die nächsten sechs Monate« berechnet. Die beiden Klimakomponenten spiegeln die gegenwärtige Situation (die Geschäftslage ist gut/befriedigend/schlecht) und die Aussichten (die Geschäftslage wird eher günstiger/etwa gleich bleiben/eher ungünstiger) der im Konjunkturtest befragten Unternehmen wider. Die Fragen wurden miteinander verbunden, um sichtbar machen zu können, aus welcher konjunkturellen Situation heraus eine bestimmte Antizipation abgegeben wird. So bedeutet die Antizipation »etwa gleich bleiben« in einer Boomphase naturgemäß etwas anderes als in einer Rezession. Abbildung 1 zeigt das ifo Ge-

schäftsklima und seine beiden Komponenten Geschäftslage und Erwartungen als Index auf der Basis 2005 = 100.

Für die Konjunkturanalyse ist eine zuverlässige Erkennung von Wendepunkten besonders wichtig. Gesamtwirtschaftliche Indikatoren sollten zyklische Wendepunkte der gesamtwirtschaftlichen Produktion zuverlässig und mit statistisch signifikantem Vorlauf anzeigen. Neben dieser eher historisch ausgerichteten Perspektive gibt es bei Konjunkturindikatoren jedoch noch eine weitere Fragestellung: Stets muss beurteilt werden, ob die monatliche Veränderung eines Indikators einen Wechsel des konjunkturellen Regimes und damit einen konjunkturellen Wendepunkt signalisiert oder ob sie noch mit einem Verbleib im bisherigen Regime im Einklang steht. Für diese nichttriviale Entscheidung können die Schätzergebnisse von Markov-Switching-Modellen (MS-Modelle) wichtige Informationen liefern. Bei dieser Modellklasse hängen die Parameter von stochastischen Regimevariablen ab. Ein an sich lineares Modell wird bei diesem Ansatz dadurch flexibler, dass die Parameter unterschiedliche Werte annehmen können, je nachdem, in welchem Regime sich die Zeitreihe befindet. Dadurch kann bei der Modellierung berücksichtigt werden, dass die Dynamik über die Zeit variiert.

Es lässt sich zeigen, dass das ifo Geschäftsklima in der gewerblichen Wirtschaft mit einem Markov-Switching-Ansatz modelliert werden kann (vgl. Abberger und Nierhaus 2010 sowie 2008). Als konjunkturelle Regime werden dabei die beiden Phasen Expansion bzw. Kontraktion betrachtet. Durch das MS-Modell

Abb. 1
ifo Geschäftsklima, Geschäftslage und Geschäftserwartungen für die gewerbliche Wirtschaft^{a)}



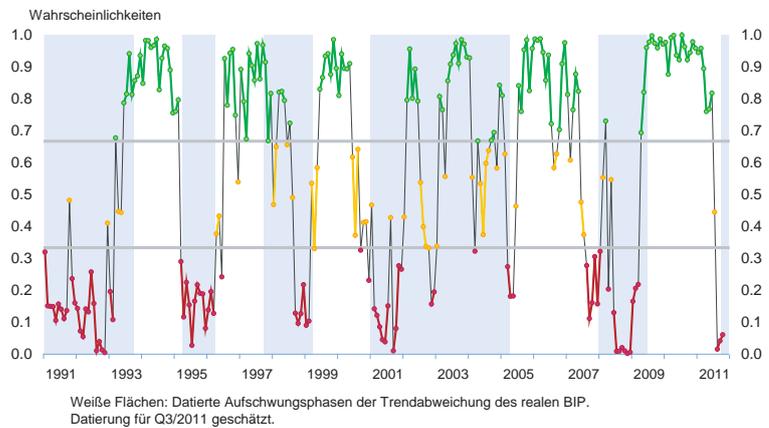
^{a)} Verarbeitendes Gewerbe einschl. Ernährungsgewerbe, Baugewerbe, Groß- und Einzelhandel.
Quelle: ifo Konjunkturtest.

wird die Bewegung des Geschäftsklimas in Echtzeit-Wahrscheinlichkeiten umgesetzt, die signalisieren, in welchem Stadium des Konjunkturzyklus man sich befindet. Befindet sich die Wirtschaft z.B. in einer Expansionsphase, so kann ein sinkendes Geschäftsklima noch im üblichen Schwankungsbereich liegen und daher im Einklang mit der Phase Expansion stehen. Es kann aber auch schon einen Regimewechsel anzeigen, nämlich hin zur Kontraktion. Genau für diese Entscheidung soll das MS-Modell Hilfestellung leisten.

Für die konjunkturelle Klassifikation der geschätzten Wahrscheinlichkeiten sind allerdings noch Regeln aufzustellen. Denn zunächst ist unklar, ab welcher Wahrscheinlichkeit von Expansion bzw. Kontraktion gesprochen werden sollte. Die einfachste – symmetrische – Klassifikationsregel besteht darin, dann von Expansion (Kontraktion) zu sprechen, wenn die entsprechenden Regime-Wahrscheinlichkeiten größer (kleiner) als 50% sind. Auf der Basis der geschätzten Wahrscheinlichkeiten an den historischen Wendepunkten des realen BIP lässt sich jedoch auch eine andere, empirisch motivierte Datierungsregel finden: Expansionsphasen liegen dann vor, wenn die entsprechenden Regime-Wahrscheinlichkeiten größer als zwei Drittel sind. Denn dieser Wert ist deckungsgleich mit der beobachteten Wahrscheinlichkeit für Expansion im Durchschnitt aller unteren Wendepunkte des realen BIP. Umgekehrt liegt eine Kontraktionsphase vor, wenn die Regime-Wahrscheinlichkeit hierfür größer als zwei Drittel ist. Dieser Wert entspricht der mittleren Wahrscheinlichkeit für die Phase Kontraktion an den oberen Wendepunkten des realen BIP. Bei Wahrscheinlichkeiten zwischen einem Drittel und zwei Dritteln kann von einer Phase hoher Unsicherheit ausgegangen werden, und es erfolgt keine eindeutige konjunkturelle Klassifizierung.

Die nach dieser Regel zugeordneten Regimewahrscheinlichkeiten für den Zeitraum 1991 bis 2011 präsentiert Abbildung 2 (»ifo Konjunkturampel«). Die geschätzten Wahrscheinlichkeiten signalisieren Expansion (grüne Punkte), sofern sie die Zwei-Drittel-Marke überschreiten, Kontraktion (rote Punkte), sofern sie unter der Ein-Drittel-Marke liegen bzw. Indifferenz (gelbe Punkte) im Intervall dazwischen. Dieser Indifferenzbereich kann als Pufferzone zwischen den beiden Regimen interpretiert werden, in der besonders große Unsicherheit über den Zustand der Wirtschaft besteht. Geschätzte konjunkturelle Wendepunkte finden sich dort, wo die gefilterten Regime-Wahrscheinlichkeiten für die Phase Expansion die Zwei-Drittel-Marke überschreiten bzw. die Ein-Drittel-Marke unterschreiten.

Abb. 2
Gefilterte monatliche Regime-Wahrscheinlichkeiten für die Phase Expansion – ifo Konjunkturampel –



Die weißen Flächen in Abbildung 2 zeigen im Vergleich dazu die nach Bry-Boschan datierten Expansionsphasen des trendbereinigten vierteljährlichen BIP. Der am amerikanischen National Bureau of Economic Research (NBER) entwickelte Datierungsalgorithmus liefert nach einer sequentiellen Entscheidungsregel eine komplette Datierung konjunktureller Hoch- und Tiefpunkte. Im Zeitraum 1991 bis 2001 gibt es in Deutschland insgesamt fünf Expansionsphasen (Zeitspanne vom unteren Wendepunkt bis zum darauf folgenden oberen), nämlich von Q3/1993 bis Q2/1995, von Q1/1996 bis Q4/1997, von Q1/1999 bis Q1/2001, von Q1/2005 bis Q1/2008 und von Q2/2009 bis Q3/2011 (letztere Datierung t geschätzt). Eine Expansionsphase beträgt im Durchschnitt 8,6 Quartale, eine Kontraktionsphase (Spanne vom oberen Wendepunkt zum darauf folgenden unteren; blauschattierte Flächen in Abb. 2) 7,25 Quartale. Die durchschnittliche Dauer eines Wachstumszyklus, gemessen an der Zeitspanne zwischen zwei aufeinander folgenden oberen Wendepunkten, beläuft sich auf 16,25 Quartale; gemessen an zwei konsekutiven unteren Wendepunkten, auf 15,75 Quartale.¹

Die über die geschätzten Regime-Wahrscheinlichkeiten ermittelten Wendepunkt datierungen haben zum Teil einen be-

¹ Für die Saisonbereinigung des BIP wurde das Census X-12-ARIMA Verfahren benützt, für das ifo Geschäftsklima das ASA-II-Verfahren. Zur Trendbereinigung wurde der Hodrick-Prescott-Filter mit dem für Quartalsdaten üblichen Parameterwert $\lambda = 1\ 600$ herangezogen. Die in der Reihe verbliebenen Irregularitäten wurden durch eine zusätzliche HP-Filterung mit dem Parameterwert $\lambda = 1$ ausgeschaltet. Der HP-Filter wird damit als Bandpass-Filter eingesetzt (vgl. Artis, Marcellino und Proietti 2003). Die HP-Filterung wurde für den Zeitraum Q1/1970 bis Q4/2012 durchgeführt, wobei die statistisch fehlenden Quartalsergebnisse dem Herbstgutachten 2011 der Institute entnommen worden sind. Für die Schätzung der Regime-Wahrscheinlichkeiten des ifo Geschäftsklimas sowie die HP-Filterung und die Datierung der Wendepunkte des BIP wurden die Softwaretools Grocer (Version 1.42) und Scilab (Version 5.2.2) benutzt. Grocer kann unter <http://dubois.ensae.net/grocer.html> bezogen werden und ist eine Kontribution zum Programmpaket Scilab (<http://scilab.org>).

achtlichen Vorlauf gegenüber den datierten Expansions- bzw. Konjunkturphasen des gefilterten vierteljährlichen BIP. Für die Konjunkturanalyse ist zudem wichtig, dass zum statistischen Vorlauf des ifo Geschäftsklimas noch ein technischer Vorlauf durch die verschiedenen Publikationszeitpunkte hinzukommt. So sind die Ergebnisse des ifo Geschäftsklimas für ein abgelaufenes Quartal 1½ Monate vor den amtlichen Vierteljahresergebnissen für das BIP bekannt. Zudem werden sie in der Regel im Nachhinein nicht mehr revidiert. In 124 (oder 49,6%) Fällen signalisiert die ifo Ampel im Zeitraum 1991 bis 2011 Expansion, in 82 (oder 32,8%) Fällen Kontraktion und nur in 44 (oder 17,6%) Fällen Indifferenz. Die Trennschärfe hinsichtlich der beiden Konjunkturphasen ist damit beträchtlich hoch. Aufgrund des monatlichen Schätzansatzes identifiziert die ifo Konjunkturampel allerdings nicht nur den vergleichsweise niederfrequenten BIP-Wachstumszyklus, sondern indiziert auch höherfrequente Schwingungen bis hin zu konjunkturellen Sonderentwicklungen.

Ein typisches Beispiel hierfür ist die vergleichsweise volatile Entwicklung der Regime-Wahrscheinlichkeiten in den Jahren 2001 bis 2004. Sie ist zum einen die Folge der in diesen Jahren zu beobachtenden Schocks und Unsicherheiten, die von den befragten Unternehmen nicht systematisch antizipiert werden konnten. So fallen in diesen Zeitraum der unvorhersehbare Terroranschlag vom 11. September 2001 in den USA und die Eskalation des Irakkonflikts in eine offene militärische Auseinandersetzung (2003). Zum anderen ist sie Folge temporärer sektoraler Sonderentwicklungen. So durchlief das Verarbeitende Gewerbe in den Jahren 2003/2004 eine vergleichsweise günstige Sonderkonjunktur, die sich in den Regime-Wahrscheinlichkeiten aufgrund des höheren Gewichts der Industrie im ifo Konjunkturtest positiver auswirkte als in der zyklischen Komponente des realen BIP, deren Rückgang in diesem Zeitraum nur gebremst wurde.

Besonders interessant sind naturgemäß die Ergebnisse am aktuellen Rand. Der ifo Geschäftsklimaindex war in diesem Jahr erstmals in den Monaten März bis Mai rückläufig, zuvor hatte er sich neun Mal in Folge verbessert. Zwar sank parallel zum Rückgang auch die Wahrscheinlichkeit für eine Expansionsphase, die monatlichen Indexrückgänge waren aber nicht groß genug, um damals bereits einen Regimewechsel von Expansion zu Kontraktion zu indizieren. Letztmalig im Juni dieses Jahres stand die ifo Konjunkturampel auf Grün, die Regime-Wahrscheinlichkeit für Expansion lag zu diesem Zeitpunkt bei 82%. Im Juli sprang die Ampel im Gefolge der Verschärfung der Schuldenkrisen in Europa und den USA bei einer Expansionswahrscheinlichkeit von nur noch 44% auf Gelb. Im August 2011 sank der ifo Geschäftsklimaindex dann erstmals um mehr als vier Indexpunkte. Zeitgleich wechselte die Konjunkturampel bei einer Kontraktionswahrscheinlichkeit von nunmehr 98% auf

Rot; die (Gegen-)Wahrscheinlichkeit für Expansion lag mithin nur noch bei 2%. Folgerichtig kommentierte das ifo Institut in seiner Presseerklärung zum Geschäftsklima: »Die deutsche Wirtschaft kann sich den weltweiten Turbulenzen nicht entziehen.«

In den beiden Folgemonaten ist der ifo Geschäftsklimaindex weiter gesunken, damit blieb die Regime-Wahrscheinlichkeit für eine kontraktive Wirtschaftsentwicklung hoch. Im Oktober meldeten die im Rahmen des ifo Konjunkturtests befragten Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes erstmals eine sinkende Kapazitätsauslastung, mit 84,8% lag der Auslastungsgrad um 1,3 Prozentpunkte unter dem Vorquartalswert. Auch die Auftragspolster der Firmen reduzierten sich spürbar und wurden nunmehr mit 2,9 Produktionsmonaten beziffert – nach 3,2 im Juli. Die Aussichten der befragten Industrieunternehmen bezüglich der kommenden Entwicklung waren weiter von Skepsis geprägt (vgl. ifo Konjunkturperspektiven 2011).

Fazit

Das ifo Geschäftsklima in der gewerblichen Wirtschaft kann mit einem Markov-Switching-Ansatz modelliert werden. Der Vorteil des MS-Modells besteht in der Möglichkeit, modellendogen, d.h. allein auf Basis von geschätzten Echtzeit-Wahrscheinlichkeiten, Expansions- und Kontraktionsphasen zu identifizieren. Die monatlichen Regime-Wahrscheinlichkeiten – abgebildet in der ifo Konjunkturampel – können für die Interpretation des Konjunkturindikators Geschäftsklima eine interessante zusätzliche Information darstellen. Denn die Bewegung des ifo Geschäftsklimas wird durch das MS-Modell in Wahrscheinlichkeiten für die beiden konjunkturellen Regime Expansion bzw. Kontraktion umgesetzt. Diese Informationen sind für die Analyse der aktuellen Konjunktur mit von entscheidender Bedeutung. Die hier präsentierten neuen Ergebnisse der ifo Konjunkturampel zeigen, dass die deutsche Wirtschaft im dritten Quartal 2011 einen oberen konjunkturellen Wendepunkt durchlaufen haben dürfte.

Literatur

- Abberger, K. und W. Nierhaus (2008), »Markov-Switching und ifo Geschäftsklima«, *ifo Schnelldienst* 61(10), 25–30.
 Abberger, K. und W. Nierhaus (2010), »Markov Switching and the Ifo Business Climate: the Ifo Business Cycle Traffic Lights«, *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis* 7(2), 1–13.
 Artis, M., M. Marcellino und T. Proietti (2003), »Dating the Euro Area Business Cycle«, C.E.P.R. Discussion Paper No. 3696.
 ifo Konjunkturperspektiven (2011), »Kapazitätsauslastung sinkt«, 38(10), 1.

Der wichtigste Frühindikator der deutschen Konjunktur ist das ifo Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft. Mit einem Markov-Switching-Modell können die monatlichen Veränderungen des Geschäftsklimas in Wahrscheinlichkeiten für die beiden konjunkturellen Regime »Expansion« bzw. »Kontraktion« umgesetzt werden. Diese Wahrscheinlichkeiten – abgebildet in der ifo Konjunkturampel – liefern für die Früherkennung konjunktureller Wendepunkte wichtige Informationen. Die Umstellung der Saisonbereinigung des ifo Geschäftsklimas vom bisherigen hausinternen ASA-II-Verfahren auf das international bekannte Census-X-13ARIMA-SEATS-Verfahren machte auch eine Neuberechnung der ifo Konjunkturampel erforderlich. Der vorliegende Beitrag präsentiert Methodik und Ergebnisse.

Die frühzeitige Prognose von zyklischen Wendepunkten, d.h. von Richtungsänderungen in der wirtschaftlichen Entwicklung, ist erfahrungsgemäß besonders schwierig. Sie ist eine Domäne der Frühindikatoren. Die Richtungsänderung eines Frühindikators dient als Signal für einen bevorstehenden Wechsel im konjunkturellen Regime (hier: »Expansion« oder »Kontraktion«) und damit für einen Wendepunkt. Um aber nicht unnötig viele Wendepunktsignale zu generieren, wird in der Praxis nicht jede Richtungsänderung eines Frühindikators bereits als hinreichend valides Signal gewertet. Vielfach wird sich hierbei auf automatisierte Regeln gestützt. Nach der besonders prominenten »Dreimal-Regel« wird z.B. erst dann ein Wendepunkt signalisiert, wenn der Frühindikator dreimal in Folge in eine neue Richtung zeigt (vgl. Nierhaus und Abberger 2014).

Alternativ dazu kann aber auch das *numerische Ausmaß der Richtungsänderung* als Entscheidungskriterium dienen. Ist die Änderung des Indikators von einer Periode zur nächsten hinreichend groß, so wird nach diesem Ansatz ein Wendepunkt signalisiert, andernfalls verbleibt man im bisherigen Regime. Für diese nichttriviale Entscheidung, die im Ermessen des Konjunkturanalytikers liegt, können *Markov-Switching-Modelle (MS-Modelle)* wichtige Informationen liefern. Durch MS-Modelle können die Änderungen eines Frühindikators in Echtzeit-Wahrscheinlichkeiten für konjunkturelle Regime (z.B. Expansion oder Kontraktion) umgesetzt werden (vgl. Hamilton 1989). Befindet sich die Wirtschaft z.B. in einer Expan-

sionsphase, so kann ein sinkender Frühindikator noch im üblichen Schwankungsbereich liegen und daher im Einklang mit der Phase Expansion stehen. Er kann aber auch einen Regimewechsel anzeigen, nämlich hin zu Kontraktion. Genau für diese Entscheidung soll das MS-Modell Hilfestellung leisten.

Im Folgenden soll auf die Vorlaufeigenschaften des ifo Geschäftsklimas für die gewerbliche Wirtschaft an Wendepunkten der deutschen Konjunktur auf vierteljährlicher Basis eingegangen werden. Anschließend wird das ifo Geschäftsklima mit einem MS-Ansatz modelliert und das Signalverhalten vor konjunkturellen Wendepunkten auf Monatsbasis untersucht.

ifo Geschäftsklima und konjunkturelle Wendepunkte

Ein einschlägiger Frühindikator für die konjunkturelle Entwicklung in Deutschland ist das ifo Geschäftsklima in der gewerblichen Wirtschaft. Es wird als geometrischer Mittelwert der beiden Komponenten »Geschäftslage« und »Geschäftserwartungen für die nächsten sechs Monate« ermittelt. Die beiden Klimakomponenten spiegeln die gegenwärtige Situation (die Geschäftslage ist in konjunktureller Hinsicht gut/befriedigend/schlecht), und die Aussichten (die Geschäftslage wird eher günstiger/etwa gleich bleiben/eher ungünstiger) der im Konjunkturtest (KT) befragten Unternehmen wider. Im Januar 2015 wurde die Saisonbereinigung des ifo Geschäftsklimas und anderer Konjunkturtestergebnisse vom bisherigen hausinternen ASA-II-Verfahren (vgl. Goldrian 1973; 1993) auf das international bekannte Census-X-13ARIMA-SEATS-Ver-

* Dr. Klaus Abberger ist Bereichsleiter Konjunkturumfragen an der KOF Konjunkturforschungsstelle der ETH Zürich.

fahren (vgl. US Bureau of the Census 2013) umgestellt, um die Vergleichbarkeit und Kongruenz der KT-Ergebnisse mit den saisonbereinigten Reihen der amtlichen deutschen Statistik zu erhöhen (vgl. Henzel 2015). Seither werden die saisonbereinigten KT-Reihen ohne Witterungsreinigung ausgewiesen. Dagegen werden KT-Variable, die wie die Geschäftslage der Unternehmen signifikante Arbeitstageeffekte aufweisen, einer zusätzlichen arbeitstäglichen Bereinigung unterzogen (vgl. Sauer und Wohlrabe 2015).

Zur Beurteilung der Vorlaufeigenschaften des ifo Geschäftsklimas an konjunkturellen Wendepunkten muss eine Referenzreihe aus der amtlichen Statistik ausgewählt werden. Als gesamtwirtschaftliche Vergleichsreihe wird die zyklische Komponente des vierteljährlichen saison- und kalenderbereinigten realen Bruttoinlandsprodukts (BIP) herangezogen. Das Bruttoinlandsprodukt ist das umfassendste aggregierte Maß für die wirtschaftliche Leistung einer Volkswirtschaft. Zur Trendbereinigung des saisonbereinigten realen BIP wurde der Hodrick-Prescott-Filter mit dem für Quartalsdaten üblichen Parameterwert $\lambda = 1\,600$ eingesetzt. Die in der Reihe verbliebenen Irregularitäten wurden durch eine zusätzliche HP-Filterung mit dem Parameterwert $\lambda = 1$ ausgeschaltet. Der HP-Filter wird damit als Bandpass-Filter eingesetzt (vgl. Artis, Marcellino und Proietti 2003). Zur Erhöhung der Stabilität der Ergebnisse am aktuellen Rand wurde die HP-Filterung für den Zeitraum Q1/1991 bis Q4/2015 durchgeführt, wobei sich die Quartalsschätzungen 2015 an der ifo Dezemberprognose 2014 orientieren.

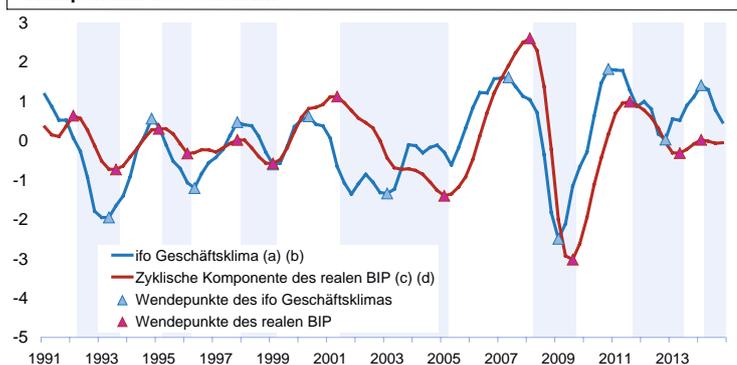
Die Klassifizierung der Wendepunktsignale aus dem ifo Konjunkturtest erfolgt anhand der am 26. Januar 2015 vom ifo Institut veröffentlichten saison- und kalenderbereinigten Zeitreihe des Geschäftsklimas für die gewerbliche Wirtschaft. Es handelt sich daher nicht um eine sogenannte Echtzeitanalyse, bei der die zu den jeweiligen Zeitpunkten publizierten Daten verwendet werden. Zwar werden die Befragungsergebnisse der ifo Konjunkturmfragen in der Regel nicht revidiert, doch kann insbesondere die statistische Bereinigung um Saisonmuster zu nachträglichen Veränderungen der saisonbereinigten Zeitreihe führen. Bei dem vom ifo Institut eingesetzten Saisonbereinigungsverfahrens Census X-13ARIMA-SEATS sind die saisonbereinigungsbedingten Revisionen jedoch sehr gering (vgl. Sauer und Wohlrabe 2015, S: 39 f.). Daher wird im Folgenden die aktuelle Zeitreihe des ifo Geschäftsklimas verwendet und auf eine strikte Echtzeitanalyse über konsekutiv berechnete monatliche Klimawerte verzichtet. Wenn im Folgenden daher Echtzeitbedingungen genannt sind, ist dies im Sinne von Pseudoechtzeit zu verstehen, da für die genannten Schätzungen zwar nur die zu einem Zeitpunkt verfügbare Informationsmenge

verwendet wird, aber nicht die zu diesem Zeitpunkt publizierten Daten.

Abbildung 1 zeigt, dass das mittels Census X-13ARIMA-SEATS saisonbereinigte ifo Geschäftsklima, zu Quartalsdurchschnitten aggregiert, mit der zyklischen Komponente des saisonbereinigten realen BIP korreliert. Über alle Datenpunkte hinweg gerechnet, ergibt sich der engste Zusammenhang des ifo Geschäftsklimas bei einem Vorlauf von zwei Quartalen; die Korrelation – gemessen am Maximum des Korrelationskoeffizienten – beträgt 0,68. In der Praxis der Konjunkturanalyse ist zu beachten, dass zu dem durchschnittlichen Vorlauf des ifo Geschäftsklimas noch ein weiterer Vorlauf durch die verschiedenen Publikationszeitpunkte hinzukommt: Die ifo-Ergebnisse für das abgelaufene Quartal sind zwei Monate vor den amtlichen BIP-Daten bekannt. Zudem unterliegen sie keinen nennenswerten Revisionen. Bei den ersten Veröffentlichungen des BIP durch das Statistische Bundesamt ist die amtliche Datengrundlage jedoch noch unvollständig. Die Ergebnisse werden deshalb mehrmals überarbeitet, endgültige Ergebnisse liegen erst nach vier Jahren vor.

Die blauen Flächen in Abbildung 1 zeigen die nach Bry-Boschan (BB) datierten Kontraktionsphasen des gefilterten vierteljährlichen realen BIP. Der am amerikanischen National Bureau of Economic Research (NBER) entwickelte BB-Datierungsalgorithmus liefert nach einer sequentiellen Entscheidungsregel eine komplette Datierung konjunktureller Hoch- und Tiefpunkte (vgl. Bry und Boschan 1971). Nach dem BB-Verfahren gibt es im Zeitraum 1991 bis 2014 insgesamt sechs Kontraktionsphasen (Zeitspanne vom oberen Wendepunkt bis zum darauf folgenden unteren), nämlich von Q1/1992 bis Q3/1993, von Q1/1995 bis Q1/1996, von Q4/1997 bis Q1/1999, von Q1/2001 bis Q1/2005, von Q1/2008 bis Q3/2009 sowie von Q3/2011 bis Q2/2013. Eine Kontraktionsphase (Spanne vom oberen Wendepunkt zum darauf folgenden unteren, blau hinterlegte Flächen in

Abb. 1
Wendepunkte der deutschen Konjunktur, ifo Geschäftsklima und zyklische Komponente des realen BIP



(a) Gewerbliche Wirtschaft: Verarbeitendes Gewerbe, Bauhauptgewerbe, Groß- und Einzelhandel.
(b) Saisonbereinigt mit Census X-13ARIMA-SEATS. (c) Zweiseitiger HP-Filter. (d) Standardisierte Werte.

Blaue Flächen: Datierte Kontraktionsphasen des gefilterten realen BIP.

Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Konjunkturtest; Berechnungen des ifo Instituts.

Abb. 1) beträgt durchschnittlich 7,2 Quartale, eine Expansionsphase (Spanne vom unteren Wendepunkt zum darauf folgenden oberen) 7,7 Quartale. Die Dauer eines Wachstumszyklus, gemessen an der durchschnittlichen Zeitspanne zwischen zwei aufeinander folgenden oberen Wendepunkten, beläuft sich auf 15,2 Quartale; gemessen an zwei konsekutiven unteren Wendepunkten, auf 16,5 Quartale.

Der bereits rein optisch sichtbare Vorlauf des ifo Geschäftsklimas an den meisten datierten Wendepunkten (vgl. Abb. 1) kann auf seine statistische Signifikanz hin überprüft werden. Da die Anzahl der Konjunkturzyklen in den betrachteten Zeitreihen nicht sehr groß ist, sind allerdings die üblichen parametrischen Testverfahren, wie etwa der t-Test, ungeeignet. Diese Tests setzen entweder starke Annahmen an die Verteilung der Daten voraus oder lassen sich nur für große Stichproben durch asymptotische Eigenschaften rechtfertigen. Die Signifikanz des Vorlaufs lässt sich aber alternativ über nichtparametrische Testverfahren bestimmen, die für die vorliegende, relativ kleine Zahl von Wendepunkten geeigneter sind. Aus dieser Klasse von Verfahren wird hier der Banerji-Test eingesetzt, der nicht die Vorgabe oder Herleitung einer analytischen Verteilungsfunktion für die Teststatistik unter der Nullhypothese erfordert. Wird mit diesem Verfahren die Nullhypothese, dass das ifo Geschäftsklima einen Vorlauf von null Quartalen besitzt (also gleichlaufend ist) gegen die einseitige Alternativhypothese, dass der Vorlauf größer als null Quartale ist (das Geschäftsklima also ein vorlaufender Indikator ist) getestet, resultiert ein p-Wert kleiner als 0,01. Damit kann die Nullhypothese zugunsten der Alternativhypothese zu den üblichen Signifikanzniveaus (0,1; 0,05; 0,01) verworfen werden. Das ifo Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft kann demnach als ein vorlaufender Indikator an konjunkturellen Wendepunkten klassifiziert werden. Die über diese Aussage hinaus gehende Nullhypothese, dass der Vorlauf des Geschäftsklimas ein Quartal beträgt versus der Alternativhypothese, dass der Vorlauf größer als ein Quartal ist, kann zu den gängigen Signifikanzniveaus nicht abgelehnt werden (vgl. Abberger und Nierhaus 2012, S. 223; Banerji 2000).

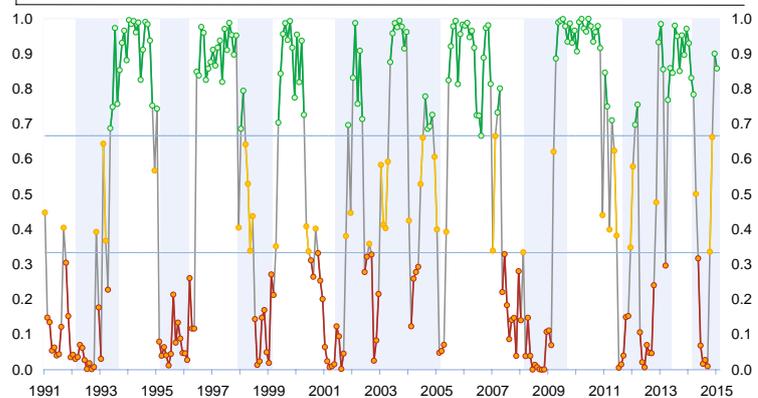
Markov-Switching und ifo Geschäftsklima

Für die Konjunkturanalyse ist die frühzeitige Erkennung von Wendepunkten besonders wichtig. Hier können die Schätzergebnisse von Markov-Switching-Modellen wichtige Informationen liefern. Bei dieser Modellklasse hängen die Parameter von stochastischen Regimevariablen ab. Ein lineares Modell wird bei diesem Ansatz dadurch flexibler, dass die

Abb. 2

ifo Konjunkturampel Deutschland^{a)}

Monatliche Wahrscheinlichkeiten für die Phase Expansion



^{a)} Gewerbliche Wirtschaft: Verarbeitendes Gewerbe, Bauhauptgewerbe, Groß- und Einzelhandel.

Blaue Flächen: Datierte Kontraktionsphasen des gefilterten realen BIP (zweiseitiger HP-Filter).

Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Konjunkturtest; Berechnungen des ifo Instituts.

Parameter unterschiedliche Werte annehmen können, je nachdem, in welchem Regime sich die Zeitreihe befindet. Dadurch kann bei der Modellierung berücksichtigt werden, dass die Dynamik über die Zeit variiert.

Im Folgenden werden die ersten Differenzen des saisonbereinigten ifo Geschäftsklimas für die gewerbliche Wirtschaft mit einem Markov-Switching-Ansatz modelliert (vgl. Abberger und Nierhaus 2008; 2010). Um soweit wie möglich Echtzeitbedingungen zu simulieren, wird das MS-Modell auf Monatsbasis geschätzt. Abbildung 2 präsentiert die gefilterten Regimewahrscheinlichkeiten für den Zeitraum 1991 bis Februar 2015 (*ifo Konjunkturampel*).¹ Für die konjunkturelle Klassifikation der geschätzten Wahrscheinlichkeiten sind allerdings noch Regeln aufzustellen. Eine einfache symmetrische Klassifikationsregel besteht darin, dann von Expansion (Kontraktion) zu sprechen, wenn die entsprechenden Regime-Wahrscheinlichkeiten größer (kleiner) als 50% sind. Hier wird eine, empirisch motivierte Regel verwendet: Expansionsphasen liegen dann vor, wenn die Regime-Wahrscheinlichkeiten hierfür größer als zwei Drittel sind. Umgekehrt liegt eine Kontraktionsphase vor, wenn die Regime-Wahrscheinlichkeit hierfür größer als zwei Drittel ist. Bei Wahrscheinlichkeiten zwischen einem Drittel und zwei Dritteln wird von einer Situation hoher Unsicherheit ausgegangen, und es erfolgt keine konjunkturelle Klassifizierung. Signale für konjunkturelle Wendepunkte finden sich schließlich dort, wo die Regime-Wahrscheinlichkeiten für die Phasen Aufschwung/Abschwung zum ersten Mal die Zwei-Drittel-Marke überschreiten. Bei Wahrscheinlichkeiten zwischen einem Drittel und zwei Dritteln erfolgt keine konjunkturelle

¹ Für die Schätzung der gefilterten Regime-Wahrscheinlichkeiten des ifo Geschäftsklimas und für den Banerji-Test auf Vorlauf an datierten Wendepunkten des realen BIP wurden die Softwaretools Grocer (Version 1.53) und Scilab (Version 5.3.3) benutzt. Grocer kann unter <http://dubois.ensae.net/grocer.html> bezogen werden und ist eine Kontribution zum Programmpaket Scilab (<http://scilab.org>).

Tab. 1
Wendepunkte der deutschen Konjunktur^{a)} und Wendepunktsignale des MS-Modells

Untere Wendepunkte ^{b)} des Geschäftsklimas	Wendepunktsignal	Untere Wendepunkte ^{c)} des realen BIP	Obere Wendepunkte ^{b)} des Geschäftsklimas	Wendepunktsignal	Obere Wendepunkte ^{c)} des realen BIP
	MS-Modell ^{d)}			MS-Modell ^{d)}	
–	–	–	–	März 1991	Q1/1992
Q2/1993	Juni 1993	Q3/1993	Q4/1994	März 1995	Q1/1995
Q2/1996	Juli 1996	Q1/1996	Q4/1997	Aug. 1998	Q4/1997
Q1/1999	Juni 1999	Q1/1999	Q2/2000	Aug. 2000	Q2/2001
Q1/2003	Juli 2005	Q1/2005	Q2/2007	Juni 2007	Q1/2008
Q1/2009	Mai 2009	Q3/2009	Q4/2010	Aug. 2011	Q3/2011
Q4/2012	Jan 2013	Q2/2013	Q1/2014	Juni 2014	Q1/2014

^{a)} Zyklische Komponente des realen BIP (2010 = 100). – ^{b)} Wendepunkte des ifo Geschäftsklimas für die gewerbliche Wirtschaft, Datierung nach dem Bry-Boschan-Verfahren. – ^{c)} Wendepunkte der zyklischen Komponente des realen BIP, Datierung nach dem Bry-Boschan-Verfahren. – ^{d)} Fettgedruckte Zahlen: Wendepunktsignale des MS-Modells mit Vorlauf gegenüber dem realen BIP (einschl. technischem Vorlauf).

Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Konjunkturtest; Berechnungen des ifo Instituts.

Klassifizierung und damit auch kein Wendepunktsignal (vgl. Abberger und Nierhaus 2008, S. 29).

Anzumerken ist, dass MS-Modelle Schätzungen für die sogenannten *geglätteten Wahrscheinlichkeiten* und die *gefilterten Wahrscheinlichkeiten* ermöglichen. Diese beiden Wahrscheinlichkeiten unterscheiden sich in der Informationsmenge, die bei der jeweiligen Schätzung berücksichtigt wird. Für die geglätteten Wahrscheinlichkeiten geht jeweils die gesamte Informationsmenge über den Indikator, d. h. die gesamte Zeitreihe, ein. Somit werden für die Schätzung dieser Wahrscheinlichkeit zu einem bestimmten Zeitpunkt auch die vorhandenen folgenden Zeitreihenwerte verwendet. Dagegen wird bei den gefilterten Wahrscheinlichkeiten nur auf die bis zu einem Zeitpunkt vorliegende Informationsmenge fokussiert. Diese gefilterten Wahrscheinlichkeiten sind unter Echtzeitaspekten besonders interessant. Im vorliegenden Aufsatz werden daher die gefilterten Wahrscheinlichkeiten verwendet (vgl. Nierhaus und Abberger 2014, S. 23).

In 133 (oder 46,0%) Fällen signalisiert die ifo Konjunkturampel im Zeitraum Januar 1991 bis Februar 2015 »Expansion«, in 114 (oder 39,4%) Fällen »Kontraktion« und nur in 42 (oder 14,5%) Fällen »Indifferenz«. Die Trennschärfe hinsichtlich der beiden Konjunkturphasen in dieser Zeitspanne ist damit noch etwas höher als bei der bisherigen Ampel, die auf Testergebnissen beruhte, die mit ASA-II saisonbereinigt worden sind. Die über die geschätzten Regime-Wahrscheinlichkeiten ermittelten Wendepunktsignale haben zum Teil einen beachtlichen Vorlauf gegenüber den datierten Expansions- bzw. Konjunkturphasen des gefilterten vierteljährlichen BIP (vgl. Abb. 2 und Tab. 1). Der MS-Ansatz vermag zwei Drittel der unteren Wendepunkte im Untersuchungszeitraum zu signalisieren (nämlich die Wendepunkte in Q3/1993, Q1/1999, Q3/2009 und Q2/2013). Noch etwas besser schneidet der MS-Ansatz an den oberen Wendepunkten aus: Hier werden sogar sechs von insgesamt sieben Wendepunkten mit teilweise beachtlichem Vorlauf signalisiert, lediglich der obere Wendepunkt im vierten Quartal 1997 wird

vom geschätzten MS-Modell verspätet angezeigt. Die Länge der Warnphase für jeden einzelnen Wendepunkt wird hier endogen über das Bry-Boschan-Verfahren bestimmt. Die Warnphase beginnt mit dem über den Datierungsalgorithmus gefundenen Wendepunkt des ifo Geschäftsklimas und endet ein Quartal nach dem dazu korrespondierenden Wendepunkt der zyklischen Komponente des realen BIP, was dem technischen Vorlauf der Indikatorreihe Rechnung trägt.² Für den BIP-Wendepunkt Q1/1992, für den im Untersuchungszeitraum kein korrespondierender Klimawendepunkt existiert, ist der MS-Schätzwert von März 1991 als valides Wendepunktsignal gewertet worden.

Aufgrund des monatlichen Schätzansatzes identifiziert die ifo Konjunkturampel allerdings nicht nur den vergleichsweise niederfrequenten BIP-Wachstumszyklus, sondern zeigt auch etwas höherfrequente Schwingungen bis hin zu konjunkturellen Sonderentwicklungen. Ein Beispiel hierfür ist die vergleichsweise volatile Entwicklung der Regime-Wahrscheinlichkeiten in den Jahren 2001 bis 2005. Sie ist zum einen die Folge der in diesen Jahren aufgetretenen Schocks und Unsicherheiten. So fallen in diesen Zeitraum der Terroranschlag vom 11. September 2001 in den USA und die Eskalation des Irakkonflikts in eine offene militärische Auseinandersetzung im Jahr 2003. Zum anderen ist sie Folge sektoraler Sonderkonjunkturen.

Das einmalige rote Alarmsignal der Konjunkturampel im April 2013 dürfte auf besondere Unsicherheiten in der Wirtschaft über den Fortgang der europäischen Schuldenkrise zurückzuführen sein (vgl. Carstensen et al. 2013, S. 39). So kam es im Zuge der Implementierung des Rettungspakets für Zypern erstmals zu einer umfangreichen Gläubigerbeteiligung bei der Abwicklung einer Geschäftsbank.

Besonders interessant sind im Kontext unterjähriger Sonderentwicklungen auch die Ergebnisse des vergangenen

² Zu diesem Vorgehen vgl. Nierhaus und Abberger (2014, S. 23 f.).

Jahres. Der ifo Geschäftsklimaindex war im Februar 2014 erstmals gesunken, zuvor hatte er sich vier Mal in Folge verbessert. Im März setzte sich der Rückgang vor dem Hintergrund der neu aufgeflamnten Russland-Ukraine-Krise fort. Zwar sanken parallel dazu auch die Wahrscheinlichkeiten für die Phase Expansion, der Rückgang war aber noch nicht groß genug, um bereits einen Regimewechsel zu signalisieren. Im April 2014 stand die ifo Konjunkturampel letztmalig auf grün, die Aufschwungswahrscheinlichkeit betrug noch 78%. Im Mai sprang die Ampel erstmalig auf gelb, im Juni dann auf rot. Die Expansionswahrscheinlichkeit betrug im Juni nur noch 32%; die (Gegen-)Wahrscheinlichkeit für Kontraktion lag folglich bereits bei 68%. Das konjunkturelle Regime hatte damit gewechselt. Das ifo Institut (2014) kommentierte in seiner monatlichen Presseerklärung zum Geschäftsklima: »Die deutsche Wirtschaft befürchtet mögliche Auswirkungen der Krisen in der Ukraine und im Irak«.

In den Sommermonaten 2014 war der ifo Geschäftsklimaindex weiter rückläufig, im Oktober erreichte die Regime-Wahrscheinlichkeit für eine kontraktive Wirtschaftsentwicklung den Spitzenwert von 99%. Im November trat dann aber mit dem starken Rückgang der Ölpreise bei den Unternehmensmeldungen ein bemerkenswerter Stimmungsumschwung ein. Die aktuelle Geschäftslage wurde von den Unternehmen etwas besser bewertet als im Vormonat. Auch die Geschäftsaussichten für die kommenden Monate hellten sich auf. Die Konjunkturampel sprang von rot auf gelb. Im Januar 2015 wurde, unterstützt durch die deutliche Abwertung des Euro gegenüber dem US-Dollar, die Grünphase wieder erreicht. Zeitgleich meldeten die im Rahmen des ifo Konjunkturtests befragten Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes eine gestiegene Kapazitätsauslastung, saisonbereinigt lag der Auslastungsgrad um 0,4 Prozentpunkte über dem Wert vom Oktober 2014. Der längerfristige Durchschnittswert wurde damit um 1¼ Prozentpunkte übertroffen.

Fazit

Das ifo Geschäftsklima in der gewerblichen Wirtschaft kann mit einem Markov-Switching-Ansatz modelliert werden. Die monatlichen Regime-Wahrscheinlichkeiten – abgebildet in der ifo Konjunkturampel – stellen für die Interpretation des Frühindikators Geschäftsklima eine interessante zusätzliche Information dar. Denn die Bewegung des ifo Geschäftsklimas wird durch das MS-Modell in Wahrscheinlichkeiten für die beiden konjunkturellen Regime Expansion bzw. Kontraktion umgesetzt, zeitnahe Wendepunktsprognosen für die Gesamtwirtschaft sind möglich. So wurde etwa der obere Wendepunkt der zyklischen Komponente des realen BIP im dritten Quartal 2011 vom ifo Institut im Herbst des gleichen Jahres kontemporär diagnostiziert: »Die hier präsentierten

neuen Ergebnisse der ifo Konjunkturampel zeigen, dass die deutsche Wirtschaft im dritten Quartal 2011 einen oberen konjunkturellen Wendepunkt durchlaufen haben dürfte.« (Abberger und Nierhaus 2011, S. 38).

Die Umstellung der Saisonbereinigung des ifo Geschäftsklimas vom bisherigen hausinternen ASA-II-Verfahren auf das international bekannte Census-X-13ARIMA-SEATS-Verfahren machte auch eine Neuberechnung der ifo Konjunkturampel erforderlich. Die Ergebnisse zeigen, dass die deutsche Wirtschaft im Sommerhalbjahr 2014 in eine ausgeprägte konjunkturelle Schwächephase durchlaufen hat. Folgerichtig ist die zyklische Komponente des realen BIP in diesem Zeitraum nicht gestiegen, sondern hat leicht nachgegeben. Die seit November wieder positiven Umfragedaten sowie die guten Ergebnisse der amtlichen Inlandsproduktberechnung für das vierte Quartal 2014 zeigen, dass, befördert durch gesunkene Ölpreise und den niedriger bewerteten Euro, die deutsche Wirtschaft die Wende hin zum besseren geschafft hat. Die geopolitischen Risiken für den weiteren Fortgang der Konjunktur bleiben aber weiter hoch.

Literatur

- Abberger, K. und W. Nierhaus (2008), »Markov-Switching und ifo Geschäftsklima«, *ifo Schnelldienst* 61(10), 25–30.
- Abberger, K. und W. Nierhaus (2010), »Markov Switching and the Ifo Business Climate: the Ifo Business Cycle Traffic Lights«, *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis* 7(2), 1–13.
- Abberger, K. und W. Nierhaus (2011), »Die aktuelle Wirtschaftsentwicklung im Lichte der ifo Konjunkturampel«, *ifo Schnelldienst* 64(22), 36–38.
- Abberger, K. und W. Nierhaus (2012), »40 Jahre ifo Geschäftsklima in der gewerblichen Wirtschaft: Ein zuverlässiger Indikator für die Konjunktorentwicklung in Deutschland«, in: A. Wagner und U. Heilemann (Hrsg.), *Empirische Makroökonomik und mehr, Festschrift zum 80. Geburtstag von Karl Heinrich Oppenländer*, Lucius und Lucius, Stuttgart, 211–228.
- Artis, M., M. Marcellino und T. Proietti (2003), »Dating the Euro Area Business Cycle«, C.E.P.R. Discussion Paper No. 3696.
- Banerji, A. (2000), »The Lead Profile and Other Non-Parametric Tools to Evaluate Survey Series as Leading Indicators«, in: K. H. Oppenländer, G. Poser und B. Schips (Hrsg.), *Use of Survey Data for Industry, Research and Economic Policy*, Ashgate, Aldershot, 27–41.
- Bry, G. und C. Boschan (1971), »Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs«, NBER Technical Paper, Nr. 20, Cambridge, MA.
- Carstensen, K., W. Nierhaus, T.O. Berg, Chr. Breuer, Chr. Grimme, St. Henzel, A. Hristov, N. Hristov, M. Kleemann, W. Meister, J. Plenk, L. Salzmann, K. Wohlrabe, A. Wolf, T. Wollmershäuser und P. Zorn (2013), »ifo Konjunkturprognose 2013/2014: Günstige Perspektiven für die deutsche Konjunktur«, *ifo Schnelldienst* 66(13), 17–64.
- Goldrian, G. (1973), »Eine neue Version des ASA-II Verfahrens zur Saisonbereinigung von wirtschaftlichen Zeitreihen«, *Wirtschaftskonjunktur* 25(4), 26–32.
- Goldrian, G. (1993), »Erweiterungen und Verbesserung des Saisonbereinigungsverfahrens ASA-II«, ifo Diskussionsbeiträge Nr. 10, München.
- Hamilton, J. (1989), »A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time-Series and the Business Cycle«, *Econometrica* 57(2), 357–384.

Henzel, S. (2015), »Prognosekraft des ifo Konjunkturtests – Einfluss der neuen Saisonbereinigung mit X-13ARIMA-SEATS«, *ifo Schnelldienst* 68(1), 59–63.

ifo Institut (2014), »ifo Geschäftsklima Deutschland, Ergebnisse des ifo Konjunkturtests im Juni 2014«, Presseinformation für das ifo Geschäftsklima und den ifo Konjunkturtest Dienstleistungen, verfügbar unter: <http://www.cesifo-group.de/de/ifoHome/facts/Survey-Results/Business-Climate/Geschaeftsklima-Archiv/2014/Geschaeftsklima-20140624.html>.

Nierhaus, W. und K. Abberger (2014), »Zur Prognose von konjunkturellen Wendepunkten: Dreimal-Regel versus Markov-Switching«, *ifo Schnelldienst* 67(16), 21–25.

Sauer, S. und K. Wohlrabe (2015), »Die Saisonbereinigung im ifo Konjunkturtest – Umstellung auf das X-13ARIMA-SEATS-Verfahren«, *ifo Schnelldienst* 68(1), 32–42.

U.S. Bureau of the Census (2013), *X-13ARIMA-SEATS Reference Manual*, Version 1.0, Washington, D.C.

Das ifo Exportklima – ein Frühindikator für die deutsche Exportprognose

36

Steffen Elstner, Christian Grimme und Ulrich Haskamp

Mit dem ifo Exportklima berechnet das ifo Institut jeden Monat exklusiv für die Wirtschaftswoche einen Indikator zur Prognose der deutschen Exporte. Der bisher veröffentlichte Indikator bestimmte sich zum Großteil aus den Geschäfts- und Konsumklimas der Länder der Europäischen Union, der USA und Japans. Vor allem im letzten Jahrzehnt haben sich jedoch die deutschen Exportmärkte stärker diversifiziert. So ist der Anteil der Warenexporte in die Länder der Eurozone deutlich unter 40% gefallen, und im Gegenzug konnten China, Südostasien und Osteuropa an Bedeutung gewinnen.¹ Auch ging bisher die preisliche Wettbewerbsfähigkeit mit einem hohen Gewicht in die Berechnung des ifo Exportklimas ein. Dies ist aber nach neueren Studien nicht mehr gerechtfertigt.² Der Artikel stellt die Überarbeitung des ifo Exportklimas vor, die den oben genannten Punkten Rechnung trägt. Ziel der Überarbeitung war es, ein Indikator zu konstruieren, der die zukünftige Exportentwicklung sehr gut abbilden kann. Um die Qualität des neuen Indikators einschätzen zu können, wird seine Prognosegüte anhand statistischer und ökonometrischer Methoden evaluiert. Es zeigt sich, dass das neu berechnete ifo Exportklima die gleichen guten Prognoseeigenschaften aufweist wie z.B. die Auftragseingänge aus dem Ausland oder die ifo Umfrageindikatoren im Verarbeitenden Gewerbe bezüglich der Exporterwartungen und der Einschätzung des Auftragsbestands aus dem Ausland. Das neu berechnete ifo Exportklima ist somit ein wertvoller Indikator für die Kurzfristprognose der Exporte in der ifo Konjunkturprognose.

Berechnung des neuen ifo Exportklimas

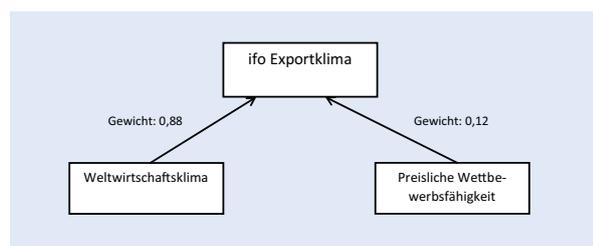
Das neue ifo Exportklima setzt sich aus zwei Bestandteilen zusammen. Hierbei handelt es sich zum einen um das Weltwirtschaftsklima, das die Unternehmens- und Konsumentenstimmung der für den deutschen Export bedeutenden Absatzmärkte abbildet. Die Konstruktion des Weltwirtschaftsklimas wird im entsprechenden Abschnitt weiter unten im Detail beschrieben. Zum anderen wird die preisliche Wettbewerbsfähigkeit berücksichtigt. Sie gibt an, wie kompetitiv die deutsche Wirtschaft im Vergleich zu wichtigen Handelspartnern ist. Abbildung 1 stellt die Berech-

nung des ifo Exportklimas graphisch dar. Es wird ersichtlich, dass das Weltwirtschaftsklima und die preisliche Wettbewerbsfähigkeit mit unterschiedlichen Gewichten in das Exportklima eingehen. Die Bestimmung dieser Gewichte wird im Abschnitt »Berücksichtigung der preislichen Wettbewerbsfähigkeit« erläutert.

Konstruktion des Weltwirtschaftsklimas

Im »alten« ifo Exportklima setzte sich das Weltwirtschaftsklima aus dem jeweiligen Geschäfts- und Konsumklima der Länder der Europäischen Union, der USA und Japans zusammen. Im Folgenden wird diese Ländergruppe um neue aufstrebende Absatzmärkte wie z.B. China oder Russland erweitert. Dieser Schritt trägt der fortschreitenden Diversifikation

Abb. 1
Berechnung des ifo Exportklimas



Anmerkungen: Die Gewichte wurden anhand einer Regression, in der die Exporte durch die beiden Bestandteile des ifo Exportklimas erklärt werden, ermittelt. Für weitere Erläuterungen vgl. Abschnitt »Berücksichtigung der preislichen Wettbewerbsfähigkeit«.

Quelle: Darstellung des ifo Instituts.

¹ Vgl. Statistisches Bundesamt (2010). Im Vergleich zu 1990 sind die Exporte weniger stark auf einzelne Länder konzentriert. Verschiedene Länder wie China, Polen oder Russland haben an Bedeutung für den deutschen Export gewonnen. Diese Strukturverschiebung wird ebenfalls diskutiert in Elstner, Grimme und Siemsen (2010).

² Vgl. hierzu Stahn (2006). Der Einfluss der preislichen Wettbewerbsfähigkeit auf die deutschen Exporte ist sowohl für den Handel innerhalb der Eurozone als auch außerhalb gesunken. Dieses Ergebnis wird im Rahmen des Schwerpunktthemas »Bestimmungsgründe des deutschen Außenhandels« in der Gemeinschaftsdiagnose vom Frühjahr des Jahres 2011 diskutiert (vgl. Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose 2011).

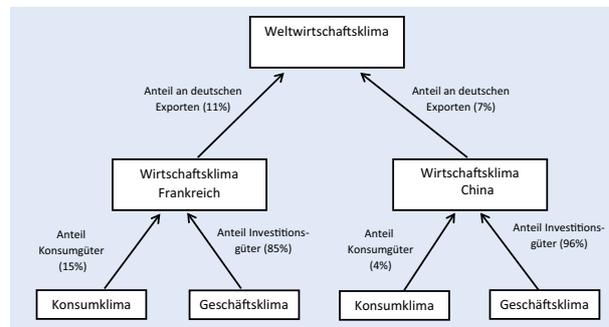
der deutschen Exportmärkte Rechnung. In das neue ifo Exportklima gehen somit insgesamt 41 Länder ein. Die jetzt erfassten Länder machen 90% der Absatzmärkte der deutschen Exporte aus. Die verwendeten Daten zum Geschäfts- und Konsumklima stammen für die europäischen Länder von der Europäischen Kommission, für andere Länder wurden bekannte Indizes, wie zum Beispiel der TANKAN der Zentralbank Japans oder der Einkaufsmanagerindex für das Verarbeitende Gewerbe der chinesischen Statistikbehörde, verwendet.³ Alle Daten zu dem Geschäfts- und Konsumklima gehen mit saisonbereinigten Werten in die Berechnung des ifo Exportklimas ein. Zudem wurden die Zeitreihen standardisiert, damit sie eine einheitliche Skalierung aufweisen.⁴

Die Bestimmung des Weltwirtschaftsklimas erfolgt in zwei Schritten. Erstens wird für jedes Land aus den Angaben zum Geschäfts- und Konsumklima ein Wirtschaftsklima berechnet, das die Nachfrage nach Exporten widerspiegeln soll. Die Berücksichtigung des Konsumklimas soll hierbei die Nachfrage nach deutschen Konsumgütern abgreifen, die sich von der Nachfrage nach deutschen Investitions- und Vorleistungsgütern deutlich unterscheiden kann. Es wurden hierfür länderspezifische Gewichte für das Geschäfts- und das Konsumklima genutzt, um das Wirtschaftsklima zu bestimmen. Zu diesem Zweck wurde für jedes Land der jeweilige Anteil der Investitions- und Konsumgüter am jeweiligen Export ermittelt. Die Errechnung der Gewichte erfolgt für jedes Land über den Durchschnitt der Anteile über die Jahre 2008 bis 2011, da längere Zeitreihen vom Statistischen Bundesamt nicht ausgewiesen werden.⁵ Die Anteile unterliegen keinen starken Schwankungen, so dass eine Durchschnittsbetrachtung gerechtfertigt ist. Im zweiten Schritt werden die jeweiligen Wirtschaftsklimas mit länderspezifischen Gewichten versehen und zum Weltwirtschaftsklima hochaggregiert. Das Gewicht eines Landes entspricht dem Anteil der deutschen Gesamtausfuhren, die in dieses Land gehen. Diese Anteile werden jährlich aktualisiert, um der sich ändernden Bedeutung der verschiedenen Exportmärkte gerecht zu werden.

Abbildung 2 zeigt die Berechnung des Wirtschaftsklimas beispielhaft für die Länder Frankreich und China. Die Daten zum Wirtschaftsklima der Länder gehen anhand ihres Anteils am deutschen Gesamtexport in das Weltwirtschaftsklima ein. So wird das Wirtschaftsklima Frankreichs, Deutschlands wichtigster Exportmarkt, mit seinem Anteil am deutschen Export von 11% im Weltwirtschaftsklima berücksichtigt, während China auf einen Anteil von 7% kommt.⁶

³ Eine vollständige Liste ist auf Rückfrage bei den Autoren erhältlich.
⁴ Durch die Standardisierung besitzen alle Zeitreihen einen Mittelwert von 0 und eine Standardabweichung von 1.
⁵ Statistisches Bundesamt: Fachserie 51000-0007: Aus- und Einfuhr (Außenhandel): Die gewählte Warensystematik ist Main Industrial Groupings, aus der sich der Anteil der Investitions- bzw. Konsumgüter am länderspezifischen Export errechnen lässt.

Abb. 2
Konstruktion des Weltwirtschaftsklimas am Beispiel zweier Länder



Anmerkungen: Der hier angezeigte jeweilige Exportanteil bezieht sich auf das Jahr 2011. Die Anteile der Konsum- und Investitionsgüter entsprechen dem Durchschnitt über die Jahre 2008 bis 2011.

Quelle: Darstellung des ifo Instituts.

Berücksichtigung der preislichen Wettbewerbsfähigkeit

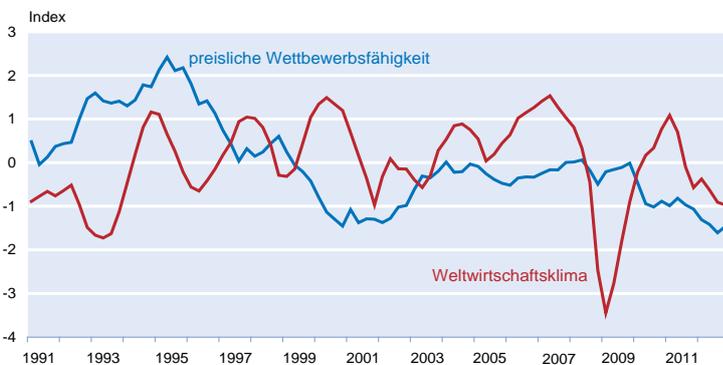
Neben dem Weltwirtschaftsklima ist die preisliche Wettbewerbsfähigkeit der zweite Bestandteil zur Bestimmung des ifo Exportklimas. Hierfür wird der Indikator für die preisliche Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Wirtschaft gegenüber 36 Handelspartnern in Abgrenzung der Verbraucherpreisindizes verwendet.⁷

In Abbildung 3 sind die preisliche Wettbewerbsfähigkeit und das Weltwirtschaftsklima zusammen abgebildet. Zur besseren Lesbarkeit wurden beide Zeitreihen standardisiert, um eine einheitliche Skalierung zu erhalten. Das Weltwirtschaftsklima unterliegt konjunkturellen Schwankungen und erfasst demnach die stark von der Weltkonjunktur abhängige Nachfrage nach deutschen Produkten. Die preisliche Wettbewerbsfähigkeit hingegen verläuft flacher. Sie spiegelt die sich vergleichsweise langsam verändernde Preiskomponente der deutschen Exporte im ifo Exportklima wider. Daneben wird deutlich, dass es sich bei der preislichen Wettbewerbsfähigkeit um eine nicht stationäre Variable handelt.⁸ Im Weiteren wird daher die preisliche Wettbewerbsfähigkeit in Log-Differenzen in die Berechnung des ifo Exportklimas mit einbezogen. Sowohl das Weltwirtschaftsklima als auch die Änderungsrate der preislichen Wettbewerbsfähigkeit werden standardisiert.

Die Bestimmung des Gewichts, mit der die preisliche Wettbewerbsfähigkeit in das ifo Exportklima eingeht, erfolgt in

⁶ Da in das ifo Exportklima nur 90% aller Exportmärkte eingehen, wurden deren Anteile am Gesamtexport auf 100% hochgerechnet.
⁷ Quelle ist die Deutsche Bundesbank: Zeitreihe BBEE2.M.DE.AAA.XY13.R.AACPE.M00. Da die Zeitreihe erst ab 1993 zur Verfügung steht, wurden die Jahre 1991 und 1992 mit Hilfe der Veränderungsraten der Zeitreihe, die sich auf 24 Handelspartner bezieht, extrapoliert.
⁸ Verschiedene Stationaritätstests belegen diese Vermutung. So zeigt z.B. der ADF-Test an, dass es nicht möglich ist, eine Einheitswurzel in der preislichen Wettbewerbsfähigkeit abzulehnen.

Abb. 3
Standardisierte Bestandteile des ifo Exportklimas



Anmerkungen: Das Weltwirtschaftsklima wurde mit Hilfe der Geschäfts- und Konsumklimas von 41 deutschen Exportzielen berechnet. Die preisliche Wettbewerbsfähigkeit wurde anhand der 36 wichtigsten Handelspartner Deutschlands ermittelt.

Quelle: Deutsche Bundesbank; Europäische Kommission; OECD; Statistisches Bundesamt; Berechnungen des ifo Instituts.

zwei Schritten.⁹ Zuerst wird eine Regression geschätzt, in der die Quartalwachstumsrate der Exporte nach VGR-Abgrenzung ($\Delta Export$) als zu erklärende Variable eingeht.¹⁰ Die erklärenden Variablen sind die aktuelle und die letzten vier Verzögerungen der Veränderungsrate der preislichen Wettbewerbsfähigkeit ($\Delta Wett$):

(1)

$$\Delta Export_t = \alpha + \beta_1 \Delta Wett_t + \dots + \beta_5 \Delta Wett_{t-4} + \varepsilon_t$$

Die Betrachtung der Verzögerungen soll verzögerte Anpassungen der Exporte auf die Preiskomponente auffangen. Bei der Schätzung der Regressionsgleichung (1) wird ein korrigiertes R^2 von 6% ermittelt. Dieses gibt an, dass 6% der Variation von $\Delta Export$ durch $\Delta Wett$ erklärt werden können. In einem zweiten Schritt wird Gleichung (1) um das Weltwirtschaftsklima (WWK) erweitert, das auch mit dem aktuellem Wert und vier Verzögerungen berücksichtigt wird:

(2)

$$\Delta Export_t = \alpha + \beta_1 \Delta Wett_t + \dots + \beta_5 \Delta Wett_{t-4} + \gamma_1 WWK_t + \dots + \gamma_5 WWK_{t-4} + \varepsilon_t$$

Das korrigierte R^2 steigt dadurch auf 48%. Aufgrund des sehr viel höheren Erklärungsgehalts spielt demnach die Entwicklung des Weltwirtschaftsklimas eine stärkere Rolle für die Dynamik der deutschen Exporte zumindest für das ak-

⁹ Die Herangehensweise ist eng angelehnt an Kilian, Rebucci und Spataro (2007).

¹⁰ Die Wirtschaftswoche stellte das alte ifo Exportklima zusammen mit dem realen monatlichen Spezialhandel in einer Abbildung dar. Für die Konjunkturprognose des ifo Instituts sind aber die Exporte nach VGR-Abgrenzung entscheidend. In den Gesamtexporten nach VGR-Abgrenzung sind noch die Dienstleistungen enthalten, die aber nur knapp 15% ausmachen. Im Folgenden werden die Exporte nach VGR-Abgrenzung verwendet. Unsere Resultate hängen aber nicht von der Definition der Exporte ab.

¹¹ Vgl. hierzu Danninger und Joutz (2008): Sie zeigen, dass eine gestiegene preisliche Wettbewerbsfähigkeit nur einen vergleichsweise kleinen Teil des deutschen Exportwachstums erklären.

tuelle Quartal.¹¹ Um das Gewicht, mit dem die preisliche Wettbewerbsfähigkeit in das Exportklima eingeht, zu berechnen, wird das korrigierte R^2 von Schätzgleichung (1) durch das von Gleichung (2) geteilt. Dadurch erhält man ein Gewicht der preislichen Wettbewerbsfähigkeit von 12%. Diese Herangehensweise zur Bestimmung des Gewichts ist zulässig, wenn die beiden Zeitreihen WWK und $\Delta Wett$ keine Korrelation aufweisen und somit keine Multikollinearität vorliegt.¹² Dieses wird bestätigt, da der Korrelationskoeffizient zwischen der preislichen Wettbewerbsfähigkeit und dem Weltwirtschaftsklima nicht signifikant von null verschieden ist.

Die preisliche Wettbewerbsfähigkeit und das Weltwirtschaftsklima gehen in das ifo Exportklima mit einem Gewicht von 0,12 bzw. 0,88 ein. Das endgültige ifo Exportklima ist in Abbildung 4 zusammen mit den Zuwachsraten der Exporte gegenüber dem Vorjahresquartal dargestellt. Es besteht eine sehr hohe Korrelation von 0,83.¹³

Für die Konjunkturprognose sind allerdings die Zuwachsraten gegenüber dem Vorquartal entscheidend. Da die Exporte sehr volatil sind, ist es wichtig, genaue Informationen über die Entwicklung des aktuellen Quartals im Vergleich zum Vorquartal zu erhalten. In Abbildung 5 ist das ifo Exportklima zusammen mit den Quartalswachstumsraten der Exporte dargestellt. Die beiden Reihen verlaufen nicht ganz so eng wie in Abbildung 4, nichtsdestotrotz liegt die kontemporäre Korrelation immer noch bei 0,52. Abbildung 5 verdeutlicht, dass die Exporte relativ zum Vorquartal deutlich stärker fluktuieren als relativ zum Vorjahr. Das ifo Exportklima verläuft etwas glatter.

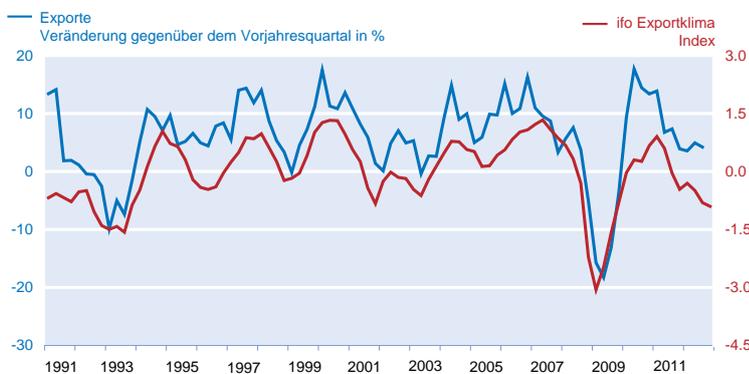
Evaluation der Prognosegüte

Die Exporte besitzen einen großen Einfluss auf die Entwicklung des deutschen Bruttoinlandsprodukts (BIP) und somit auf die konjunkturelle Entwicklung Deutschlands. Dies ist auf zwei Gründe zurückzuführen. Erstens stellen die Exporte ein sehr großes Verwendungsaggregat dar. Wie in Tabelle 1 dargestellt, war der Export im Jahr 2011 mit 50% die zweitgrößte Komponente des BIP nach dem privaten Konsum. Zweitens sind die Exporte äußerst volatil, wodurch sie einen großen Einfluss auf die Schwankungen des BIP haben. In Abbildung 6 sind die Jahreswachstumsra-

¹² Das Vorliegen von Multikollinearität stellt ein Problem dar, da hier nicht eindeutig bestimmt werden kann, ob die Variation in der Veränderungsrate der Exporte durch Änderungen der preislichen Wettbewerbsfähigkeit oder im Weltwirtschaftsklima zuzuordnen ist.

¹³ Aufgrund des Wiedervereinigungsbooms kam es 1991 zu einem sehr starken Anstieg der Exporte.

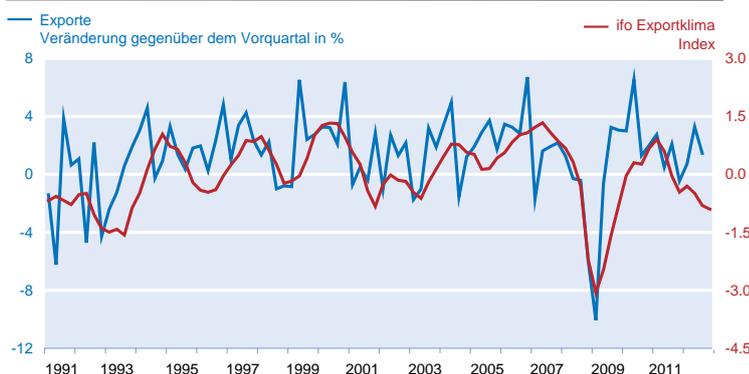
Abb. 4
Das ifo Exportklima und die Zuwachsraten der Exporte



Anmerkungen: Die Zuwachsraten der realen Exporte basieren auf Ursprungswerten. Das ifo Exportklima wird anhand der gewichteten Wirtschaftsklimas von 41 deutschen Exportzielen und der preislichen Wettbewerbsfähigkeit berechnet. Der monatliche Indikator wird hier durch dessen Quartalsdurchschnitte dargestellt.

Quelle: Statistisches Bundesamt, Fachserie 18, Reihe 1.2; Berechnungen des ifo Instituts.

Abb. 5
Das ifo Exportklima und die Quartalswachstumsraten der Exporte



Anmerkungen: Die Quartalswachstumsraten der realen Exporte basieren auf saison- und kalenderbereinigten Werten. Das ifo Exportklima wird anhand der gewichteten Wirtschaftsklimas von 41 deutschen Exportzielen und der preislichen Wettbewerbsfähigkeit berechnet. Der monatliche Indikator wird hier durch dessen Quartalsdurchschnitte dargestellt.

Quelle: Statistisches Bundesamt, Fachserie 18, Reihe 1.2; Berechnungen des ifo Instituts.

ten des BIP, des privaten Konsums und der Exporte abgebildet. Hieran ist zu erkennen, dass die Wachstumsraten der Exporte deutlich volatiler sind als jene des BIP. Dies

ist auch anhand der Standardabweichungen in Tabelle 1 zu sehen.

Der Einfluss der Exporte auf das BIP kann anhand von Kreuzkorrelationen veranschaulicht werden. In Tabelle 1 sind die Kreuzkorrelationen der Quartalswachstumsraten der deutschen Ausrüstungsinvestitionen, der Bauinvestitionen, des privaten Konsums und der Exporte jeweils mit den Quartalswachstumsraten des BIP dargestellt. Die Ausrüstungsinvestitionen und die Exporte besitzen die höchsten Korrelationen mit dem BIP im aktuellen sowie im vorlaufenden Quartal, die des privaten Konsums und der Bauinvestitionen sind deutlich niedriger. Die Exporte und Ausrüstungsinvestitionen beeinflussen also das aktuelle BIP vergleichsweise stark. Bemerkenswert ist zudem der ausgeprägte Vorlauf der Exporte, der anhand des Korrelationskoeffizienten von 0,4 ersichtlich wird. Der aktuellen Exportentwicklung kommt somit bei der Prognose des deutschen BIP eine übertragende Bedeutung zu.

Da die Exporte eine sehr hohe Volatilität aufweisen, ist die Kurzfristprognose für die Gesamtprognose der Exporte sehr wichtig. In der Kurzfristprognose werden mit Hilfe von Indikatoren das aktuelle sowie das folgende Quartal prognostiziert. Indikatoren besitzen den Vorteil, dass sie deutlich vor der Veröffentlichung der offiziellen Zahlen durch das Statistische Bundesamt Aufschluss darüber geben, wie sich die Exporte am aktuellen Rand entwickelt haben dürften. Die offiziellen Ausfuhrzahlen stehen erst mit zeitlicher Verzögerung zur Verfügung. So werden die Exportzahlen etwa zwei Monate nach Ablauf des eigentlichen Quartals veröffentlicht. Es wird zwischen zwei Gruppen von Indikatoren

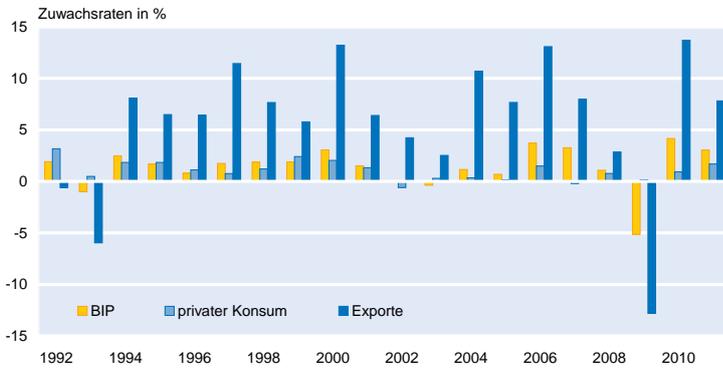
Tab. 1
Kreuzkorrelationen der Quartalswachstumsraten des BIPs mit einigen seiner Komponenten

	Anteil am BIP (2011 in %)	Standardabweichung (ab 1991)	Kreuzkorrelationen mit dem BIP (1991Q1 bis 2012Q3)								
			Vorlauf					Nachlauf			
			4	3	2	1	0	-1	-2	-3	-4
BIP	100,0	0,85	-0,07	0,06	0,08	0,29	1,00	0,29	0,08	0,06	-0,07
Ausrüstungsinvestitionen	7,1	3,27	0,06	0,03	0,09	0,23	0,66	0,44	0,30	0,18	-0,07
Bauinvestitionen	10,0	2,88	0,01	0,04	0,13	-0,05	0,52	-0,05	-0,11	0,00	0,06
Privater Konsum	57,4	0,92	-0,11	0,15	-0,08	-0,09	0,33	-0,08	0,02	0,17	-0,03
Exporte	50,2	2,76	-0,02	0,01	0,13	0,43	0,59	0,33	0,16	0,01	-0,18

Anmerkungen: Aufgeführt sind die Kreuzkorrelationen der realen saisonbereinigten Quartalswachstumsraten des deutschen BIPs mit einiger seiner Komponenten und die Standardabweichungen dieser Komponenten.

Quelle: Statistisches Bundesamt, Fachserie 18, Reihe 1.3; Berechnungen des ifo Instituts.

Abb. 6
Vergleich der Jahreswachstumsraten des Exports, des Bruttoinlandsprodukts und des privaten Konsums



Anmerkungen: Aufgeführt sind die Jahreswachstumsraten in Prozent der Exporte sowie des privaten Konsums und des BIPs.

Quelle: Statistisches Bundesamt, Fachserie 18, Reihe 1.2.

unterschieden. Zum einen gibt es die harten Indikatoren wie die Auftragseingänge aus dem Ausland und die Ausfuhr in Abgrenzung des Spezialhandels. Sie zeichnen sich dadurch aus, dass sie die Exportentwicklung direkt abbilden, wodurch eine hohe Messgenauigkeit erreicht wird (vgl. hierzu Nierhaus und Sturm 2003). Ihr Nachteil besteht darin, dass die Zahlen auch nur mit zeitlicher Verzögerung zur Verfügung stehen und diese zusätzlich noch durch Revisionen nachträglich verändert werden können. Zum anderen gibt es die weichen Indikatoren, die zum Großteil aus Umfragen bei Firmen bezüglich der Einschätzung ihres aktuellen und zukünftigen Exportgeschäfts herrühren. Sie versuchen indirekt über Stimmungen oder Erwartungen die Exportentwicklung zu erfassen und sind meist schon bis zum aktuellen Rand vorhanden.

Die zeitliche Verfügbarkeit der hier untersuchten Indikatoren für die vierteljährlichen Konjunkturprognosen ist in Tabelle 2 dargestellt. Die Monate in den Spalten zeigen an, welche Werte des aktuellen Quartals für den jeweiligen Indikator vorhanden sind. Für die Prognosen des Exportes mit den weichen ifo Indikatoren oder dem realen ef-

fektiven Wechselkurs kann demnach meist auf zwei aktuelle Monatswerte zurückgegriffen werden, während für die Auftragseingänge und den Spezialhandel nur der erste Monat verfügbar ist. Dadurch besitzen die ifo Indikatoren und der reale effektive Wechselkurs gegenüber den harten Indikatoren einen Informationsvorsprung, was aufgrund der Volatilität der Exporte besonders wertvoll ist.

Kreuzkorrelationsanalyse

Am Anfang der Evaluation der Indikatoren steht eine Kreuzkorrelationsanalyse. Kreuzkorrelationen geben Aufschluss darüber, ob und in welchem Maße bzw. in welche Richtung eine Wechselbeziehung zwischen dem Indikator und den Exporten besteht. Alle Indikatorzeitreihen wurden dafür über den

Durchschnitt der Monatswerte auf Quartalsfrequenz konvertiert. Im Folgenden werden die einzelnen Indikatoren vorgestellt und ihre Kreuzkorrelationen analysiert.

Die realen und saisonbereinigten Werte für die Ausfuhren in Abgrenzung des Spezialhandels umfassen die Exporte von Gütern, die in Deutschland hergestellt oder verarbeitet wurden (vgl. Statistisches Bundesamt: Glossar). Die Entwicklung des Spezialhandels hat einen direkten Einfluss auf die Exporte nach VGR-Abgrenzung, da sie eine sehr große Komponente dieser Exporte darstellen. Da die Spezialhandelszahlen nur nominal veröffentlicht werden, wurden diese mit Hilfe der monatlich verfügbaren Exportpreise der Deutschen Bundesbank deflationiert. In Tabelle 3 ist zu sehen, dass dieser Indikator mit einer Korrelation von 0,93 über den höchsten Wert im aktuellen Quartal verfügt.

Ein weiterer sehr prominenter Indikator sind die Auftragseingänge des Verarbeitenden Gewerbes aus dem Ausland. Da die Aufträge erst abgearbeitet werden müssen, besitzen sie möglicherweise gute Vorlaufeigenschaften. Der saisonbe-

Tab. 2
Verfügbarkeit der Indikatorzeitreihen für die Konjunkturprognosen

Indikator	Konjunkturprognosen			
	Gemeinschaftsdiagnose Frühjahr (April)	ifo Sommerprognose (Juni)	Gemeinschaftsdiagnose Herbst (Oktober)	ifo Winterprognose (Dezember)
Auftragseingänge Ausland	Jan.	April	Juli	Okt.
Wechselkurs	Jan., Feb.	April, Mai	Juli, Aug.	Okt., Nov.
Spezialhandel	Jan.	April	Juli	Okt.
ifo Auftragsbestand	Jan., Feb.	April, Mai	Juli, Aug.	Okt., Nov.
ifo Exporterwartungen	Jan., Feb.	April, Mai	Juli, Aug.	Okt., Nov.
ifo Exportklima	Jan., Feb.	April, Mai	Juli, Aug.	Okt., Nov.

Anmerkungen: Die aufgeführten Monate stellen für den jeweiligen Indikator dar, wie viele Monate des aktuellen Quartals bei den Konjunkturprognosen zur Verfügung stehen. Teilweise können für die Prognosen weniger Monate vorhanden sein.

Quelle: Statistisches Bundesamt; Deutsche Bundesbank; ifo Institut.

Tab. 3
Kreuzkorrelationen der Indikatoren mit den Exporten

	Kreuzkorrelationen mit den Exporten (1991Q1 bis 2012Q3)									
	Vorlauf des Indikators					Nachlauf des Indikators				
	4	3	2	1	0	-1	-2	-3	-4	
Exporte	0,02	0,03	0,17	0,25	1,00	0,25	0,17	0,03	0,02	
Spezialhandel	-0,02	0,08	0,11	0,33	0,93	0,28	0,10	0,09	0,00	
Auftragseingänge Ausland	0,02	0,12	0,34	0,57	0,66	0,21	0,02	-0,08	-0,13	
Real eff. Wechselkurs	-0,05	-0,20	-0,15	-0,16	- 0,23	-0,05	-0,04	0,02	0,18	
ifo Auftragsbestand	-0,07	0,01	0,23	0,48	0,63	0,49	0,20	0,03	-0,21	
ifo Export- erwartungen	-0,15	-0,08	0,05	0,42	0,63	0,64	0,50	0,34	0,11	
ifo Exportklima	-0,19	-0,15	0,01	0,31	0,52	0,61	0,60	0,48	0,27	

Anmerkungen: Aufgeführt sind die Kreuzkorrelationen der saison- und kalenderbereinigten Quartalswachstumsraten der Exporte mit den Indikatoren. Auftragseingänge aus dem Ausland umfasst einen saisonbereinigten Index der Auslandsbestellungen des Verarbeitenden Gewerbes, Spezialhandel den realen saisonbereinigten Wert der Spezialausfuhren, der reale effektive Wechselkurs des Euro bezieht sich auf 40 Länder und der ifo Auftragsbestand zeigt die saisonbereinigte Beurteilung der Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes über ihren ausländischen Auftragsbestand an. Die Indikatoren Auftragseingänge, Wechselkurs und Spezialhandel liegen in logarithmierten Differenzen vor. Der Auftragsbestand wird in Differenzen betrachtet.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

reingte Indikator weist kontemporär eine hohe Korrelation mit den Exporten auf. Auch bei einem Vorlauf des Indikators von einem Quartal ist die Korrelation noch sehr hoch.

Der dritte Indikator ist der reale effektive Wechselkurs des Euro auf Basis der Verbraucherpreisindizes gegenüber 40 Ländern. Er soll die preisliche Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Wirtschaft im Vergleich zu ihren Handelspartnern abbilden. Man beachte, dass hier die Korrelationen negativ sind, da sich eine Aufwertung des realen effektiven Wechselkurses in einer Verschlechterung der Wettbewerbsfähigkeit widerspiegelt. Die Korrelation mit den Exportveränderungen im aktuellen Quartal ist vergleichsweise gering, und auch Vorläufereigenschaften sind kaum vorhanden.

Der erste vom ifo Institut berechnete Indikator umfasst die Beurteilung von Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes über ihren derzeitigen Auftragsbestand aus dem Ausland. Diese werden monatlich im ifo Konjunkturtest erhoben. Der Auftragsbestand verfügt kontemporär sowie mit einem Quartal Vorlauf über hohe Korrelationen mit den Exportänderungen. Der ifo Auftragsbestand besitzt also Vorlaufeigenschaften. Die ifo Exporterwartungen sind der zweite über den ifo Konjunkturtest ermittelte Indikator. Diese enthalten die Angaben der Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes über ihre Exporterwartungen für die nächsten drei Monate. Der Indikator spiegelt wider, welche Entwicklung die Unternehmen für ihr zukünftiges Exportgeschäft annehmen. Neben einer hohen kontemporären Korrelation verfügt er auch über gute Vorlaufeigenschaften. Der letzte Indika-

tor ist das neu erstellte ifo Exportklima. Kontemporär besitzt es eine Korrelation von 0,52. Auch bei einem Vorlauf des Indikators von einem Quartal ist die Korrelation noch hoch. Die Korrelationsanalyse gibt damit einen ersten Hinweis darauf, dass das Exportklima ein guter Indikator für die deutschen Exporte ist.

Bei der Interpretation der Korrelationskoeffizienten ist zu beachten, dass die Zeitreihen mit unterschiedlicher zeitlicher Verzögerung zur Verfügung stehen, wie zuvor in Tabelle 2 verdeutlicht. Das bedeutet zum Beispiel, dass der Indikator Spezialhandel, welcher über die höchste kontemporäre Korrelation mit den Exporten verfügt, möglicherweise trotzdem nicht das beste Prognoseinstrument für das aktuelle Quartal ist, da höchstens der erste Monatswert bei der Prognose vorliegt.

Out-of-Sample-Prognoseeigenschaften

In diesem Abschnitt wird untersucht, wie gut die einzelnen Indikatoren sich zur Prognose der deutschen Exporte des aktuellen und folgenden Quartals eignen.¹⁴ Dazu werden Indikatormodelle geschätzt, in denen die Quartalswachstumsraten der Exporte ($\Delta Export$) erklärt werden. Die erklärenden Variablen sind eine Verzögerung der Exportzuwachsrate¹⁵ sowie der aktuelle Wert und die vier Verzögerungen des betrachteten Indikators (*Indikator*). Die Indikatoren Spezialhandel, Auftragseingänge Ausland und realer effektiver Wechselkurs werden dabei in Log-Differenzen betrachtet, der Auftragsbestand in ersten Differenzen. Die Gleichung für die Prognose des aktuellen Quartals lautet:

$$(3) \quad \Delta \widehat{Export}_t = \alpha_1^1 + \alpha_2^1 \Delta Export_{t-1} + \beta_1^1 Indikator_t + \dots + \beta_5^1 Indikator_{t-4}$$

¹⁴ Die Untersuchungsmethodik orientiert sich hier an Billharz, Elstner und Jüppner (2012). In einer neueren Studie untersuchen Jannsen und Richter (2012), inwieweit die Exporte von Investitionsgütern durch die exportanteilsgewichtete Kapazitätsauslastung prognostiziert werden. Sie gehen methodisch ähnlich vor wie diese Studie.

¹⁵ Die Verwendung eines verzögerten Wertes führt zu etwas niedrigeren Prognosefehlern im Vergleich zu mehreren Lags.

Wie im vorherigen Abschnitt angesprochen, steht für die Prognose bei den Indikatoren Auftragseingang und Spezialhandel nur der Wert des ersten Monats des aktuellen Quartals zur Verfügung, für die ifo Indikatoren und den realen effektiven Wechselkurs zwei Monate. Dies wurde bei den folgenden Schätzungen berücksichtigt, indem der jeweils aktuelle Quartalswert nur den Durchschnitt der verfügbaren Monate enthält. Da für die Prognose des nächsten Quartals ($t + 1$) kein Wert des Indikators in $t + 1$ vorliegt, können nur Verzögerungen betrachtet werden. Des Weiteren muss beachtet werden, dass die Exporte des aktuellen Quartals nicht vorliegen und deshalb durch das Modell (3) bestimmt werden:¹⁶

$$(4) \quad \Delta \widehat{Export}_{t+1} = \widehat{\alpha}_1^2 + \widehat{\alpha}_2^2 \Delta \widehat{Export}_t + \widehat{\beta}_1^2 \widehat{Indikator}_t + \dots + \widehat{\beta}_5^1 \widehat{Indikator}_{t-4}$$

Die Evaluierung der Prognoseeigenschaften der Modelle erfolgt anhand von Pseudo-Out-of-Sample-Prognosen. Out-of-Sample bedeutet, dass der Schätzzeitraum des Indikatormodells nicht das zu prognostizierende Quartal mit einschließt. Der Zusatz Pseudo verdeutlicht, dass sich die Prognosen auf einen Zeitraum beziehen, für den schon realisierte Daten vorliegen. Die Prognose des Indikatormodells wird dann mit dem tatsächlich eingetretenen Wert verglichen, um den Prognosefehler zu ermitteln. Im Verlauf der Analyse wird der Prognosehorizont vom Ausgangspunkt Quartal für Quartal weiter in Richtung aktueller Rand verschoben. Für den hier vorliegenden Datensatz bedeutet das, dass sich die erste Modellschätzung auf den Zeitraum 1991Q1 bis 2005Q3 bezieht und auf dieser Basis das Quartal 2005Q4 prognostiziert wird. Zum aktuellen Rand hin werden somit insgesamt 28 Prognosen durchgeführt. Anhand der Höhe der Prognosefehler der verschiedenen Modelle werden dann die Indikatoren verglichen.

Die Beurteilung der Prognosefehler erfolgt mit Hilfe des Root Mean Squared Errors (*RMSE*)¹⁷, der sich folgendermaßen berechnet:

$$(5) \quad RMSE = \sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} \frac{(\widehat{y}_t - y_t)^2}{h}}$$

Der Prognosefehler im Quartal t wird durch die quadrierte Differenz der Prognose (\widehat{y}_t) und dem tatsächlichen Wert (y_t) berechnet. Er wird quadriert, um die absolute Höhe zu erfassen, da sich die Prognose sowohl als zu niedrig als auch zu hoch erweisen kann. Dies führt auch dazu, dass große Prognosefehler stärker gewichtet werden. h ist die Anzahl der Prognosen insgesamt. Es wird also der durchschnittliche Prognosefehler berechnet, von dem anschließend die

Wurzel gezogen wird. Je niedriger der *RMSE*, desto besser ist die Prognosegüte des Modells. T bezeichnet den Zeitpunkt vor der ersten Prognose und demnach hier 2005Q3.

Des Weiteren wird ein relatives Maß zur Prognosegüte betrachtet. Der Theilsche Ungleichheitskoeffizient, *Theils U*, errechnet das Verhältnis zwischen dem RMSE des Indikatormodells und dem eines Referenzmodells. \widehat{y}_t^{ref} stellt hierbei die Prognose des Referenzmodells dar.

$$(6) \quad Theils\ U = \frac{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} \frac{(\widehat{y}_t - y_t)^2}{h}}}{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} \frac{(\widehat{y}_t^{ref} - y_t)^2}{h}}}$$

Je weiter der Ungleichheitskoeffizient unter einem Wert von 1 ist, desto genauer prognostiziert das Indikatormodell im Vergleich zum Referenzmodell. Die Referenzmodelle, die hier betrachtet werden, sind der Random Walk¹⁸ und ein univariates AR(4)-Modell¹⁹, das die letzten vier Beobachtungen der Exportänderungen enthält. Durch die Verwendung der vier zurückliegenden Quartale ist es möglich auch längerfristige Anpassungen der Exporte zu erfassen. Bei der Prognose des kommenden Quartals mit dem AR(4)-Modell wird für den ersten Lag der geschätzte Wert aus der Prognose des aktuellen Quartals eingesetzt.

Die Ergebnisse der Out-of-Sample-Prognosen sind in Tabelle 4 zu sehen. Fett markierte Werte sollen eine gute Prognosegüte deutlich machen (*RMSE* < 3, *Theils U* << 1). Bei der Prognose des aktuellen Quartals heben sich der Spezialhandel, die Auftragseingänge und die ifo Indikatoren hervor. Sie alle weisen einen deutlich niedrigeren *RMSE* auf als die Referenzmodelle, und ihr *Theils U* ist unabhängig vom Referenzmodell deutlich unter einem Wert von 1. Der *RMSE* des realen effektiven Wechselkurses dagegen ist vergleichbar mit denen der Referenzmodelle. Dieser Indikator eignet sich demnach nur begrenzt als Instrument für die Kurzfristprognose.

Für die Prognose des folgenden Quartals eignen sich die ifo Indikatoren am besten. Im Gegensatz zu den anderen drei Indikatoren verbleiben ihre *RMSE*-Werte deutlich un-

¹⁶ Alternativ wurden Schätzungen sowohl mit mehr als einer Verzögerung der Exporte als auch ausschließlich mit dem Indikator als erklärende Variable ($\widehat{\alpha}_2$ bzw. $\widehat{\alpha}_3$ gleich null) durchgeführt. Für die jeweiligen *RMSE*-Werte hat dies keine bedeutenden Auswirkungen.

¹⁷ Vgl. hierzu Ca' Zorzi und Schnatz (2007): Sie vergleichen mit Hilfe des *RMSE* die Out-of-Sample-Prognosequalitäten verschiedener Indikatoren für den Export der Länder der Eurozone.

¹⁸ AR(4)-Prognosemodell für das aktuelle Quartal:

$$\widehat{y}_t^{ref} = y_{t-1}$$

¹⁹ Random-Wald-Prognosemodell für das aktuelle Quartal:

$$\widehat{y}_t^{ref} = \widehat{\alpha} + \widehat{\beta}_1 y_{t-1} + \dots + \widehat{\beta}_4 y_{t-4}$$

Tab. 4
Pseudo-Out-of-Sample-Prognosegüte verschiedener Indikatoren für das Exportwachstum

Indikator	Für das aktuelle Quartal		
	RMSE	Theils U gegen AR(4)	Theils U gegen Random Walk
Spezialhandel	2,08	0,63	0,61
Auftragseingänge Ausland	2,05	0,62	0,60
Real eff. Wechselkurs	3,38	1,03	0,98
ifo Auftragsbestand	2,21	0,67	0,64
ifo Exporterwartungen	1,95	0,59	0,57
ifo Exportklima	2,27	0,69	0,66
Univariates AR(4)-Modell	3,30	1,00	0,96
Random Walk	3,44	1,04	1,00
Indikator	Für das folgende Quartal		
	RMSE	Theils U gegen AR(4)	Theils U gegen Random Walk
Spezialhandel	3,53	0,97	0,81
Auftragseingänge Ausland	3,33	0,92	0,77
Real eff. Wechselkurs	3,64	1,00	0,84
ifo Auftragsbestand	2,90	0,80	0,67
ifo Exporterwartungen	2,65	0,73	0,61
ifo Exportklima	2,66	0,73	0,61
Univariates AR(4)-Modell	3,63	1,00	0,84
Random Walk	4,34	1,19	1,00
Standardabweichung der Wachstumsrate der Exporte	2,77		

Anmerkungen: Aufgeführt sind die RMSE-Werte der einzelnen Indikatormodelle und die der Referenzmodelle. Die RMSE wurden getrennt für die Prognose des laufenden Quartals und die Prognose des folgenden Quartals ermittelt. Bei der Prognose des folgenden Quartals wird für das AR(4)-Modell das laufende Quartal als unbekannt gesetzt. Die Indikatoren Auftragseingänge und Spezialhandel enthalten im aktuellen Quartal nur den ersten Monatswert, die ifo-Indikatoren und der reale effektive Wechselkurs die ersten zwei Monate. Die Indikatoren Auftragseingänge, realer effektiver Wechselkurs und Spezialhandel liegen in logarithmierten Differenzen vor. Der Auftragsbestand wird in Differenzen betrachtet.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

ter denen der Referenzmodelle. Während es also für das aktuelle Quartal auch andere Indikatoren mit guten Prognoseeigenschaften gibt, sollte bei der Prognose für das nächste Quartal auf die ifo Indikatoren zurückgegriffen werden.

Fazit

In dieser Studie wird die Neuberechnung des ifo Exportklimas vorgestellt. Das Exportklima besteht aus den Bestandteilen Weltwirtschaftsklima und preisliche Wettbewerbsfähigkeit. Bei Ersterem werden in der neuen Konstruktionsweise deutlich mehr Länder berücksichtigt, um der fortschreitenden Diversifikation des deutschen Exportes gerecht zu werden. Zudem geht das Weltwirtschaftsklima mit einem höheren Gewicht als zuvor in das Exportklima ein, da der Einfluss der preislichen Wettbewerbsfähigkeit auf die Nachfrage nach deutschen Exportgütern abgenommen hat.

Das neu berechnete ifo Exportklima eignet sich als Indikator für die deutschen Exporte. Aus einer Kreuzkorrelationsanalyse ergibt sich, dass das ifo Exportklima hoch korreliert mit den Quartalswachstumsraten der Exporte für das aktuelle und das kommende Quartal ist. Dieser Hinweis auf gute Prognoseeigenschaften bestätigt sich durch geringe Prognosefehler bei Pseudo-Out-of-Sample-Prognosen. Das ifo Exportklima reiht sich somit in die Riege sehr guter Exportindikatoren – wie dem ifo Auftragsbestand aus dem Ausland und den ifo Exporterwartungen – ein.

Literatur

Billharz, A., S. Elstner und M. Jüppner (2012), »ifo Kurzfristprognose am Beispiel der Ausrüstungsinvestitionen«, *ifo Schnelldienst* 65(21), 24–33.

Ca' Zorzi, M. und B. Schnatz (2007), »Explaining and Forecasting Euro Area Exports – Which Competitiveness Indicator Performs Best?«, *European Central Bank Working Paper Series*, Nr. 833.

Danninger, S. und F. Joutz (2008), »What Explains Germany's Rebounding Export Market Share?«, *CESifo Economic Studies*, 54(4), 681–714.

Elstner, S., C. Grimme und T. Siemsen (2010), »Die größten aufstrebenden Märkte für deutsche Exporte liegen in Asien und Osteuropa«, *ifo Schnelldienst* 63(16), 22–25.

Jannsen, N. und J. Richter (2012), »Kapazitätsauslastung im Ausland als Indikator für die deutschen Investitionsgüterexporte«, *Wirtschaftsdienst* 92(12), 833–837.

Kilian, L., A. Rebucci und N. Spatafora (2009), »Oil Shocks and External Balances«, *Journal of International Economics* 77(2), 181–194.

Nierhaus, W. und J.-E. Sturm (2003), »Methoden der Konjunkturprognose«, *ifo Schnelldienst* 56(4), 7–23.

Stahn, K. (2006), »Has the Impact of Key Determinants of German Exports Changed? Results from Estimations of Germany's Intra Euro-Area and Extra Euro-Area Exports«, *Bundesbank Discussion Paper Series 1: Economic Studies*, Nr. 7.

Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose (2011), *Aufschwung setzt sich fort – Europäische Schuldenkrise noch ungelöst*, Gemeinschaftsdiagnose Frühjahr 2011, ifo Institut München.

Statistisches Bundesamt (2010), »Sonderpublikation: Export, Import, Globalisierung: Deutscher Außenhandel und Welthandel, 1990 bis 2008«, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt: Glossar, online verfügbar unter: <https://www.destatis.de/DE/Service/Glossar/Glossar.html>, aufgerufen am 12. Dezember 2012.

Die ifo Exporterwartungen – ein neuer Indikator zur Lage der Exportindustrie in Deutschland

64

Christian Grimme und Klaus Wohlrabe

Die deutsche Exportwirtschaft ist ein zentraler Bestandteil des wirtschaftlichen Geschehens in Deutschland. Die Exporte haben großen Einfluss auf die Entwicklung des deutschen Bruttoinlandsprodukts (BIP) und somit auf die konjunkturelle Entwicklung Deutschlands. Dies ist auf zwei Gründe zurückzuführen. Erstens stellen die Exporte ein sehr großes Verwendungsaggregat dar, sie sind mit knapp 46% – nach dem privaten Konsum – die zweitgrößte Komponente des BIP. Deutschland wird deshalb öfters auch als »Exportnation« bezeichnet. Zweitens sind die Exporte äußerst volatil, wodurch sie einen großen Einfluss auf die Entwicklung des BIP haben. Es ist deshalb essenziell, die aktuelle und zukünftige Entwicklung der Exportindustrie zu beobachten bzw. einzuschätzen. Dies ist nicht einfach, da die offiziellen Handelsstatistiken erst sechs bis acht Wochen nach Ende des Monats bzw. -quartals vorliegen. Deshalb weist das ifo Institut seit November 2014 regelmäßig einen neuen Indikator aus: die ifo Exporterwartungen. Diese basieren auf den ifo Konjunkturumfragen und erfüllen die genannten Anforderungen: Sie haben einen Fokus auf der Exportindustrie, sind zeitnah verfügbar, werden nicht revidiert und geben einen sehr guten Überblick über die Entwicklungen im Exportsektor.

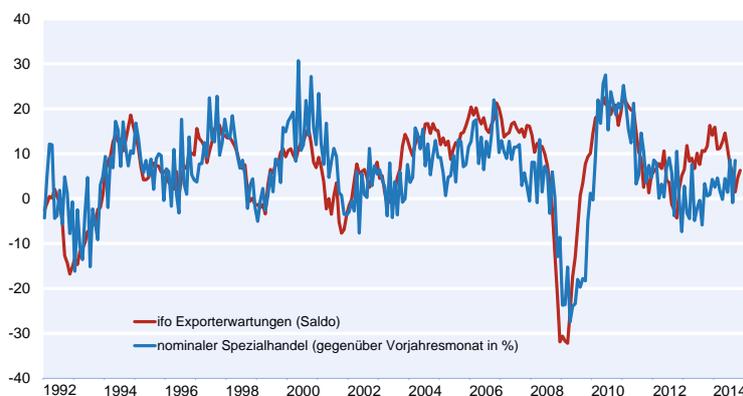
Der Indikator basiert auf ca. 2 700 monatlichen Meldungen von Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes. Die Un-

ternehmen werden gebeten, ihre Exporterwartungen für die nächsten drei Monate mitzuteilen. Sie können diese als »zunehmen«, »gleich bleiben« oder »abnehmen« kennzeichnen. Der Saldowert der Planungen ist die Differenz der Prozentanteile der Antworten »zunehmen« und »abnehmen«. Um die Aussagekraft der ifo Exporterwartungen darzustellen, werden diese im Folgenden mit mehreren Exportreihen der offiziellen Statistik verglichen.

Der (monatliche) Spezialhandel in Abgrenzung der Zahlungsbilanzstatistik stellt einen großen Anteil an den Exporten nach der VGR-Abgrenzung (Quartalsfrequenz) dar. Abbildung 1 zeigt die ifo Exporterwartungen und die monatlichen Zuwachsraten des nominalen Spezialhandels (gegenüber dem Vorjahresmonat). Der Spezialhandel ist deutlich volatiler als die Exporterwartungen, die beiden Reihen verlaufen aber dennoch sehr ähnlich. Die Korrelation beläuft sich kontemporär auf 0,69. Die Korrelation bei einem Vorlauf des Spezialhandels von einem Monat (zwei Monaten/drei Monaten) beträgt 0,73 (0,75 / 0,74).

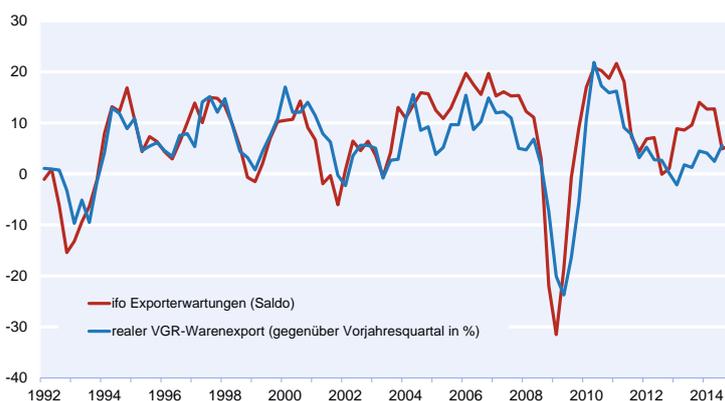
In Abbildung 2 werden die Quartalswerte für die ifo Exporterwartungen zusammen mit den Zuwachsraten der VGR-Warenexporte gegenüber dem Vorjahresquartal dargestellt. Die Quartalswerte für die Exporterwartungen werden über den Durchschnitt der Monatswerte gebildet. Es besteht eine sehr hohe kontemporäre Korrelation von 0,82 zwischen den ifo Export-

Abb. 1
ifo Exporterwartungen und der Spezialhandel



Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Institut.

Abb. 2
ifo Exporterwartungen und VGR-Exporte



Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Institut.

Tab. 1
Verfügbarkeit der Indikatorzeitreihen für die Konjunkturprognosen

Indikator	Konjunkturprognosen			
	Gemeinschaftsdiagnose Frühjahr (April)	ifo Sommerprognose (Juni)	Gemeinschaftsdiagnose Herbst (Oktober)	ifo Winterprognose (Dezember)
Auftragseingänge Ausland ^{a)}	Jan.	April	Juli	Okt.
Warenhandel	Jan.	April	Juli	Okt.
ifo Exporterwartungen	Jan., Feb.	April, Mai	Juli, Aug.	Okt., Nov.

^{a)} Bei den Auftragseingängen aus dem Ausland handelt es sich um die Aufträge im Verarbeitenden Gewerbe.

Quelle: Darstellung des ifo Instituts.

erwartungen und den VGR-Exportwerten. Bei einem Vorlauf des Warenexports von einem Quartal steigt die Korrelation auf 0,85.

Diese beiden Vergleiche zeigen bereits, dass es möglich ist, mit Hilfe der ifo Exporterwartungen einen sehr guten zeitnahen Eindruck zur aktuellen und, noch mehr, einen Ausblick auf die zukünftige Entwicklung der Exporte zu bekommen.

Die ifo Exporterwartungen sind ebenfalls für die Prognose hilfreich: Für die Prognose des VGR-Exportes wird auch auf andere Frühindikatoren zurückgegriffen, beispielsweise die Auftragseingänge aus dem Ausland oder den Spezialhandel.¹ Die Prognosekraft eines Indikators wird unter anderem durch die Anzahl der Indikatorwerte, die jeweils innerhalb des aktuellen Quartals verfügbar sind, bestimmt. Wie Tabelle 1 zeigt, liegt zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung sowohl für die Auftragseingänge als auch für den Spezialhandel jeweils maximal ein Wert vor.² Für die ifo Exporterwartungen kann bereits auf zwei Werte zurückgegriffen werden. Damit hat man deutlich mehr Informationen über das aktuelle Quartal zur Hand.

Der Vorsprung bezüglich der zur Verfügung stehenden Monate ist auch ein Grund, warum bei Pseudo-Out-Of-Sample-Prognosen die Exporterwartungen die VGR-Exportzuwachsrate besser prognostizieren können als andere Indikatoren, wie beispielsweise der Spezialhandel oder die Auftragseingänge. Dies gilt sowohl für das aktuelle als auch für das folgende Quartal (für weitere Details vgl. Elstner, Grimme und Haskamp 2013).

Literatur

Elstner S., Chr. Grimme und U. Haskamp (2013), »Das ifo Exportklima – ein Frühindikator für die deutsche Exportprognose«, *ifo Schnelldienst* 66(4), 36–43.

¹ Das ifo Institut stellt außerdem weitere Frühindikatoren zur Verfügung, wie das ifo Exportklima oder die Beurteilung der Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes über ihren derzeitigen Auftragsbestand aus dem Ausland (vgl. Elstner, Grimme und Haskamp 2013).

² Zum Teil ist dieser eine Wert auch erst ein oder zwei Tage vor Veröffentlichung der Prognose verfügbar.

Das ifo Beschäftigungsbarometer: Ein Druckmesser für den deutschen Arbeitsmarkt

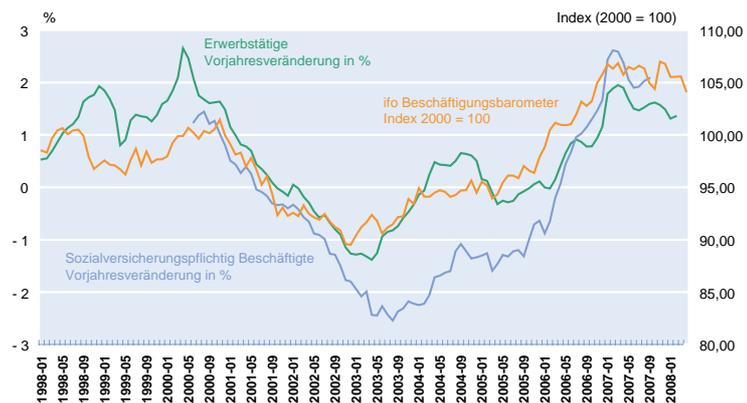
Seit dem Jahr 2006 berechnet und veröffentlicht das ifo Institut monatlich das ifo Beschäftigungsbarometer als Indikator für die Entwicklung am deutschen Arbeitsmarkt. Es basiert auf den Befragungsergebnissen des monatlichen ifo Konjunkturtests, der seit 1949 durchgeführt und aus dem auch das ifo Geschäftsklima berechnet wird. Das ifo Beschäftigungsbarometer hat frühzeitig signalisiert, dass der Arbeitsmarkt im Jahr 2003 seinen konjunkturellen Tiefpunkt erreicht hatte. In den folgenden Monaten stieg das Barometer zunehmend und zeigte damit die positive Arbeitsmarktentwicklung der vergangenen Jahre frühzeitig und zuverlässig an. Aktuell steht das ifo Beschäftigungsbarometer weiterhin auf »Hoch«. Daher dürfte sich der Arbeitsmarkt auch in diesem Frühjahr günstig entwickeln.

Das ifo Beschäftigungsbarometer ist ein Indikator für die konjunkturelle Entwicklung am Arbeitsmarkt. Es basiert auf der monatlichen Umfrage »ifo Konjunkturtest«, aus der auch das ifo Geschäftsklima berechnet wird. Der Fragebogen des ifo Konjunkturtests enthält neben den Fragen zur aktuellen Geschäftslage und zur erwarteten Geschäftsentwicklung unter anderem auch eine Frage zur Personalplanung der Unternehmen. Die Befragungsteilnehmer werden gebeten anzugeben, ob sie in den nächsten drei Monaten beabsichtigen, die Zahl ihrer Beschäftigten zu erhöhen, nicht zu verändern oder zu reduzieren. Aus den Antworten zu dieser Frage berechnet das ifo Institut sein Beschäftigungsbarometer. Die Unternehmensmeldungen werden dazu wie beim ifo Geschäftsklima gewichtet und auf die Wirtschaftsbereiche verarbeitendes Gewerbe, Bauhauptgewerbe, Einzelhandel und Großhandel aggregiert. Die Ergebnisse dieser vier Bereiche werden dann mit Beschäftigungsanteilen zu einem Gesamtindikator zusammengesetzt.¹ Der so berechnete Indikator wird dann als Index unter dem Namen ifo Beschäftigungsbarometer veröffentlicht.

Ziel des ifo Beschäftigungsbarometers ist es, die konjunkturelle Entwicklung am

Arbeitsmarkt frühzeitig anzuzeigen. Es sollte daher im Einklang mit den amtlichen Daten zur Beschäftigungsentwicklung stehen. Ein Vergleich mit den Daten zu der Zahl der Erwerbstätigen und den sozialversicherungspflichtig Beschäftigten sollte deshalb ein ähnliches Muster erkennen lassen. Vergleicht man die prozentuale Veränderung der Anzahl Erwerbstätigen gegenüber Vorjahr und die prozentuale Vorjahresveränderung der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten mit dem ifo Beschäftigungsbarometer, so ist ein grundsätzlich ähnlicher Verlauf erkennbar (vgl. Abb. 1), wenngleich in den Details sich erhebliche Abweichungen zwischen den drei Zeitreihen ergeben. Ein Vergleich der drei Zeitreihen setzt voraus, dass zum einen die verschiedenen zugrunde liegenden Messgrößen abgegrenzt werden und zum anderen, dass die Wirkungen verschiedener Arbeitsmarktreformen Berücksichtigung finden.

Abb. 1
Erwerbstätige und sozialversicherungspflichtige Beschäftigte (Vorjahresveränderung) sowie ifo Beschäftigungsbarometer (saisonbereinigt)



Quelle: Statistisches Bundesamt; Bundesagentur für Arbeit; ifo Institut, Berechnungen des ifo Instituts.

¹ Das ifo Institut führt darüber hinaus auch einen monatlichen Konjunkturtest im Dienstleistungsbereich durch. Auch aus den Meldungen in diesem Bereich wird ein ifo Geschäftsklima berechnet. Die Teilnehmer an dieser Umfrage werden ebenfalls nach ihren Beschäftigungsplanungen befragt. Die im Dienstleistungsbereich durchgeführte Erhebung ist daher kompatibel mit denen in den übrigen Bereichen. Aufgrund der deutlich kürzeren vorliegenden Zeitreihen erfolgt aber momentan keine Integration der Dienstleistungsergebnisse in das veröffentlichte ifo Beschäftigungsbarometer.

Zunächst zu den verschiedenen Messgrößen: Im ifo Konjunkturtest werden Unternehmen nach ihren Planungen zur Anzahl des Personals befragt. Eine genaue Untergliederung der Stellen, etwa nach Vollzeit- oder Teilzeitbeschäftigung oder ob die Stelle mit einem sozialversicherungspflichtig Vollzeitbeschäftigten oder mit einem geringfügig Beschäftigten besetzt werden soll, wird nicht abgefragt. Da es sich beim ifo Konjunkturtest um eine freiwillige Umfrage handelt, die im Monatsrhythmus stattfindet, ist der Fragebogen so einfach wie möglich gehalten. Zu den *Erwerbstätigen in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen* zählen dagegen alle Personen, die als Arbeitnehmer (Arbeiter, Angestellte, Beamte, geringfügig Beschäftigte, Soldaten) oder als Selbständige beziehungsweise als mithelfende Familienangehörige eine auf wirtschaftlichen Erwerb gerichtete Tätigkeit ausüben, unabhängig vom Umfang dieser Tätigkeit. Personen mit mehreren gleichzeitigen Beschäftigungsverhältnissen werden nur einmal mit ihrer Haupterwerbstätigkeit erfasst. Mit dieser Abgrenzung der Erwerbstätigen ergeben sich inhaltlich bedeutsame Unterschiede zur Messgröße des ifo Beschäftigungsbarometers. Letztere enthält etwa weder Selbständige noch Beamte. Dafür können Unternehmen aber Mitarbeiter einstellen, die schon in einer andern Stelle erwerbstätig sind.

Unterschiede ergeben sich aber auch zu den sozialversicherungspflichtig Beschäftigten. Diese sind wie folgt definiert: »Zu den sozialversicherungspflichtig Beschäftigten zählen alle Arbeitnehmer einschließlich der Auszubildenden, die kranken-, renten-, pflegeversicherungspflichtig und/oder beitragspflichtig sind oder für die von den Arbeitgebern Beitragsanteile zu entrichten sind. Aus dieser Abgrenzung ergibt sich, dass in der Regel alle Arbeiter und Angestellten von der Sozialversicherungspflicht erfasst werden. In wenigen Fällen besteht auch für Selbständige eine Versicherungspflicht. Unbezahlt mithelfende Familienangehörige und Beamte zählen grundsätzlich nicht zu dieser Gruppe. Ausschließlich geringfügig entlohnte Personen, die nur wegen der gesetzlichen Neuregelung in den Kreis der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten gelangt sind, werden bei den sozialversicherungspflichtig beschäftigten Arbeitnehmern nicht nachgewiesen.« (DESTATIS 2008) Darüber hinaus stellt die Bundesagentur für Arbeit auch Zahlen zu den ausschließlich geringfügig Beschäftigten zur Verfügung. Die Statistik der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten scheint näher an dem Messkonzept des ifo Beschäftigungsbarometers zu liegen als die Statistik der Erwerbstätigen. Doch ergeben sich auch hier Abweichungen, da beispielsweise die Unternehmen in ihren Personalplanungen durchaus geringfügige Beschäftigungsverhältnisse einbeziehen können. Arbeitnehmer können solche Stellen auch als Nebentätigkeit annehmen. Nach einer im Monatsbericht März 2008 veröffentlichten Hochrechnung der Bundesagentur für Arbeit übten im Januar 2,15 Mill. sozialversicherungspflichtig Beschäftigte einen geringfügig entlohten Nebenjob aus.

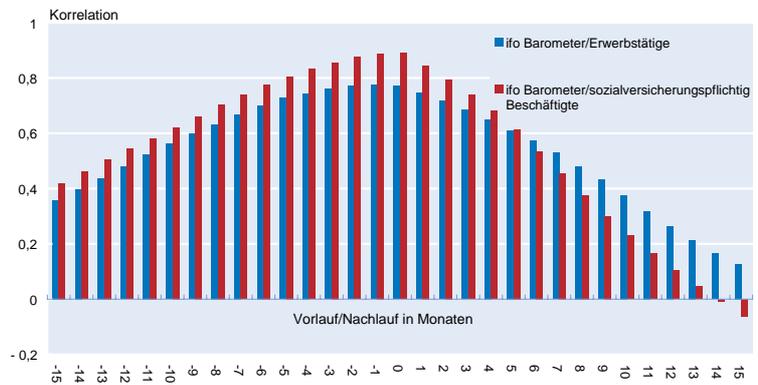
Trotz der konzeptionellen Abweichungen zwischen den verschiedenen Statistiken erkennt man aber, dass die konjunkturelle Grunddynamik in allen drei Zeitreihen ihren Durchschlag findet. Das ifo Beschäftigungsbarometer soll auch keinesfalls eine zahlenmäßige Erfassung von Erwerbstätigen oder Beschäftigten ersetzen. Es soll vielmehr die auch in diesen amtlichen Daten enthaltene konjunkturelle Dynamik sichtbar machen und frühzeitig anzeigen. Dieses Ziel erreicht das ifo Beschäftigungsbarometer. Die Wendepunkte in der Arbeitsmarktentwicklung werden von ihm deutlich signalisiert. Tabelle 1 enthält die Wendepunkte der drei Zeitreihen.² Ein Vergleich der Reihen wird allerdings durch Sonderentwicklungen aufgrund von Effekten der Arbeitsmarktpolitik erschwert. Die Zeitreihe der Vorjahresveränderung der Erwerbstätigenzahl weist einen ersten Hochpunkt im April 2000 auf. Die Zeitreihe der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten ist zu kurz, um diesen Zeitbereich zu untersuchen, und das ifo Beschäftigungsbarometer besitzt ein Maximum im November 2000. Dieses im Vergleich zur Erwerbstätigenstatistik verzögerte Signal des ifo Barometers resultiert aus einer Sonderentwicklung, die nicht konjunktureller Natur ist. Die starke Zunahme bei den Erwerbstätigen im Frühjahr 2000 beschränkte sich im Wesentlichen auf ausschließlich geringfügig Beschäftigte. Infolge der damaligen gesetzlichen Neuregelung solcher Beschäftigungsverhältnisse wurden Zweitjobs auf 630-DM-Basis finanziell unattraktiver, so dass Erwerbstätige mit solchen – in der Statistik nicht gesondert erfassten – Zweitjobs durch ausschließlich geringfügig Beschäftigte ersetzt wurden. Dies erhöhte die Erwerbstätigkeit spürbar. Die konjunkturelle Grunddynamik wurde dagegen vom ifo Beschäftigungsbarometer recht gut beschrieben. Denn im Herbst 2000 gingen die Zuwächse bei der Erwerbstätigkeit und bei den sozialversicherungspflichtig Beschäftigten rasch zurück und kehrten sich schließlich ins Minus. Der Tiefpunkt dieser Entwicklung wurde im Jahr 2003 erreicht. Bei den Erwerbstätigen drehte sich das Bild im April 2003, und die sozialversicherungspflichtig Beschäftigten folgten im August 2003. Das ifo Beschäftigungsbarometer hatte diese Wende damals längst angezeigt. Es erreichte seinen Tiefpunkt bereits im Dezember 2002 und stieg in der Folge. Im weiteren Verlauf erkennt das eingesetzte Datierungsverfahren in den Daten zu den Erwerbstätigen und zu den sozialversicherungspflichtig Beschäftigten einen Zyklus mit oberem Wendepunkt im September 2004 und unterem Wendepunkt im April bzw. März 2005. Das ifo Beschäftigungsbarometer verläuft in dieser Zeitspanne flach. Ein Zyklus mit Wendepunkten wird vom Datierungsverfahren jedoch nicht markiert. Allerdings war die Entwicklung auf dem Arbeitsmarkt 2004 ebenfalls stark von Auswirkungen der Arbeitsmarkt-

² Die Datierung der Wendepunkte erfolgt hier mit dem Bry-Boschan Verfahren. Dabei handelt es sich um einen Algorithmus mit festgelegten Eigenschaften. Die Wendepunkte wurden somit mechanistisch und nicht subjektiv datiert. Zur Anwendung kam das Programm Grocer von Éric Dubois und Emmanuel Michaux. Zum Bry-Boschan Verfahren siehe etwa Bry und Boschan (1971).

politik geprägt. So beruhte der Anstieg der Zahl der Erwerbstätigen allein auf der kräftigen Zunahme von Minijobs und Ich-AGs, im letzten Jahresdrittel auch von gemeinnützigen Arbeitsgelegenheiten (»Zusatzjobs«). Nach dieser besonderen Phase wirkten wieder die konjunkturellen Auftriebskräfte, und die Vorjahresraten der Erwerbstätigen und später auch die Vorjahresraten der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten stiegen in den positiven Bereich. Im Vergleich zum Vorjahr wurde wieder Beschäftigung aufgebaut. Diese Entwicklung hält bis dato an. Zwar ist nach dem Datierungsverfahren der Gipfel der Entwicklung zu Jahresbeginn zunächst einmal überschritten worden, doch steht das ifo Beschäftigungsbarometer weiterhin auf »Hoch«. Es tendiert auf hohem Niveau seitwärts. Daher ist auch in diesem Frühjahr weiterhin mit einem Beschäftigungsaufbau zu rechnen.

Aber nicht nur direkt an den Wendepunkten ist der Zusammenhang zwischen den Zeitreihen der Vorjahresveränderung der Erwerbstätigen bzw. der Vorjahresveränderung der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten und dem ifo Beschäftigungsbarometer erkennbar. Mit Hilfe der Kreuzkorrelationsanalyse lässt sich der lineare Zusammenhang zwischen den Zeitreihen im Durchschnitt über den gesamten Beobachtungszeitraum messen. Die Korrelation als Maß für einen linearen Zusammenhang kann Werte zwischen 0 und 1 annehmen. Wobei sich die Extremwerte bei perfekt linearen Zusammenhängen einstellen. Bei der Kreuzkorrelationsanalyse werden zusätzlich die untersuchten Zeitreihen zeitlich gegeneinander verschoben, um Vor- bzw. Nachläufe zwischen den Zeitreihen zu erkennen. Abbildung 2 enthält die für die hier untersuchten Zeitreihen errechneten Kreuzkorrelationen.³ Zwischen dem ifo Beschäftigungsbarometer und den Vorjahresveränderungen der Erwerbstätigen ergibt sich eine bemerkenswert hohe maximale Korrelation von 0,77. Wobei dieses Maximum sich einstellt, wenn man das ifo Beschäftigungsbarometer der Erwerbstätigenreihe um einen Monat vorlaufen lässt. Dieser recht hohe Wert

Abb. 2
Kreuzkorrelationen des ifo Beschäftigungsbarometers mit den Vorjahresveränderungen der Erwerbstätigen und der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten



Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

ist insbesondere aufgrund der oben beschriebenen begründeten temporären Abweichungen zwischen den Zeitreihen sehr beachtlich. Ein noch höherer Wert ergibt sich, wenn das ifo Beschäftigungsbarometer mit den Vorjahresveränderungen der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten korreliert wird. Der maximale Wert ist hier 0,89 und resultiert, wenn die beiden Reihen zeitgleich betrachtet werden. Wobei die Korrelation, die sich berechnet, wenn das ifo Beschäftigungsbarometer einen Monat Vorlauf erhält, nur minimal unter dem zeitgleichen Wert liegt. Die Kreuzkorrelationsanalyse bestätigt somit, dass im Durchschnitt über den ganzen Zeitbereich eine enge lineare Beziehung zwischen dem ifo Beschäftigungsbarometer und den beiden amtlichen Datenreihen besteht. Dabei besitzt das ifo Barometer tendenziell leichte Vorlaufeigenschaften.

Ein großer Pluspunkt für das ifo Beschäftigungsbarometer ist, dass es nicht nur einen statistischen Vorlauf besitzt. Es wird zudem sehr zeitnah veröffentlicht und im Nachhinein auch nicht mehr revidiert. Die ifo Konjunkturtestbefragung wird während des Monats, der betrachtet wird, durchge-

³ Eine weitergehende statistisch-ökonomische Untersuchung wird in Abberger (2007) beschrieben.

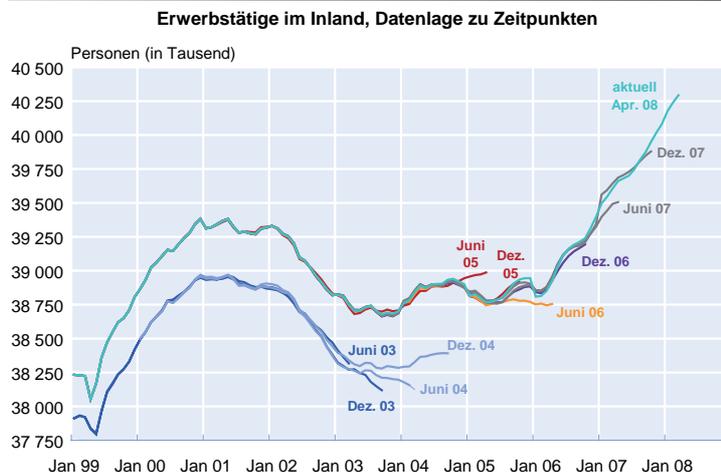
Tab. 1
Wendepunkte in den Zeitreihen der Vorjahresveränderung der Erwerbstätigen und der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten sowie im ifo Beschäftigungsbarometer (Datierung mit Bry-Boschan Verfahren)

Wendepunkte seit 2000				
Erwerbstätige	Oberer Wendepunkt	April 2000	September 2004	März 2007
	Unterer Wendepunkt	April 2003	April 2006	
Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte	Oberer Wendepunkt	September 2004	September 2004	Februar 2007
	Unterer Wendepunkt	August 2003	März 2005	
ifo Beschäftigungsbarometer	Oberer Wendepunkt	November 2000		März 2007
	Unterer Wendepunkt	Dezember 2002		

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

führt und die Ergebnisse bereits am Monatsende desselben Monats veröffentlicht. Diese zeitnahe Vorgehensweise ist möglich, weil die Fragebögen des ifo Instituts möglichst einfach gehalten sind und weil nicht tatsächliche Zahlen, sondern qualitative Einschätzungen, d.h. der Personalbestand soll steigen/gleich bleiben/sinken, von den Teilnehmern abverlangt werden. Eine Erhebung des zahlenmäßigen Bestands an Erwerbstätigen oder sozialversicherungspflichtig Beschäftigten, wie es Aufgabe der amtlichen Statistik ist, erfordert einen erheblichen Aufwand. Daher werden beispielsweise die Erwerbstätigenzahlen erst etwa 30 Tage nach dem Ende des Monats veröffentlicht. Der Bestand an sozialversicherungspflichtig Beschäftigten wird vierteljährlich mit rund sechs Monaten Wartezeit ermittelt. Darüber hinaus veröffentlicht die Bundesagentur für Arbeit (2008b) monatliche Schätzwerte mit einer Verzögerung von etwa zwei bis drei Monaten. Das ifo Beschäftigungsbarometer besitzt somit einen deutlichen Vorsprung beim Veröffentlichungszeitpunkt. Hinzu kommt, dass die amtlichen Daten auch nach der Erstveröffentlichung, bei Vorliegen neuer Informationen, revidiert und damit präzisiert werden. Diese nachträglichen Revisionen können beträchtlich ausfallen. Abbildung 3 enthält die vom Statistischen Bundesamt zu verschiedenen Zeitpunkten⁴ publizierten Erwerbstätigenzahlen. Aus der Graphik ist ersichtlich, dass die Daten vom Statistischen Bundesamt im Jahr 2005 sehr stark korrigiert wurden, was eine Niveausprung der Zeitreihe zur Folge hatte. Das Amt hatte eine Neuberechnung der Erwerbstätigenzahlen durchgeführt, die auch rückwirkend zu Änderungen führte. Zwar ergab sich dadurch eine Niveauerhöhung bei den Daten, doch blieb der Verlauf der Erwerbstätigkeit im Wesentlichen unverändert. Für den Vergleich mit dem ifo Beschäftigungsbarometer ist nur dieser Verlauf interessant, da die ifo-Befragung, wie oben beschrieben, von ihrer Konzeption her keine Erhebung der genauen Anzahl der Beschäftigten sein kann. Wie wichtig ein Instrument wie das ifo Beschäftigungsbarometer dennoch ist, wird ersichtlich, wenn die laufenden Revisionen in der Zeitreihe der Erwerbstätigen in den Fokus genommen werden. Gerade bei Wendepunkten ergeben sich oftmals noch mit deutlichen Verzögerungen erhebliche Korrekturen. So zeigten etwa die im Juni 2004 veröffentlichten Erwerbstätigenzahlen einen Fortgang des Beschäftigungsabbaus an. In den im Dezember desselben Jahres veröffentlichten Daten ist dann dagegen ersichtlich, dass der Rückgang bei den Erwerbstätigen bereits im Jahr 2003 sein Ende gefunden hatte. Gerade in solchen Phasen erweisen sich Instrumente, wie das ifo Beschäftigungsba-

Abb. 3
Revisionen der Erwerbstätigenzahlen (saisonbereinigt)



rometer, als wichtige Hilfsmittel, um die konjunkturellen Entwicklungen frühzeitig erkennen zu können. Es liefert zeitnah und zuverlässig Signale, wie sich die Dynamik am Arbeitsmarkt darstellt. Damit ergänzt es die quantitativen amtlichen Daten mit sehr wertvollen zusätzlichen Informationen.

Fazit

Das ifo Beschäftigungsbarometer ist ein Instrument, um die konjunkturelle Entwicklung am Arbeitsmarkt zu analysieren. Beim Vergleich mit amtlichen Daten zum Arbeitsmarkt bestätigt sich, dass das ifo Beschäftigungsbarometer die konjunkturelle Dynamik am Arbeitsmarkt sehr gut abgreift. Besonders wertvoll wird das Barometer dadurch, dass es sehr zeitnah veröffentlicht wird und keinen nachträglichen Revisionen unterliegt. Somit können mit seiner Hilfe sehr rasch Klimaveränderungen am Arbeitsmarkt erkannt werden.

Literatur

- Abberger, K. (2007), »Qualitative Business Surveys and the Assessment of Employment – A Case Study for Germany«, *International Journal of Forecasting* 23, 249–258.
- Bry, G. und C. Boschan (1971), »Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs«, NBER Technical Paper n°20.
- Bundesagentur für Arbeit (2008a), »Der Arbeits- und Ausbildungsmarkt in Deutschland«, *Monatsbericht*, März.
- Bundesagentur für Arbeit (2008b), *Qualitätsbericht: Statistik der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung und geringfügig entlohnten Beschäftigung*, Nürnberg.
- DESTATIS (2008), *STATmagazin*, www.destatis.de.
- Hott, Chr. und A. Kunkel (2004), »Ein ifo Beschäftigungsindikator«, *ifo Schnelldienst* 57 (6), 53–57.

⁴ Diese Abbildung wurde dem Autor freundlicherweise durch Herrn Meister, ifo Institut, zur Verfügung gestellt, der die Datenstände gesammelt und archiviert hat.

Der Konflikt in der Ukraine und die Ergebnisse der ifo Unternehmensbefragungen

46

Christian Grimme, Christian Seiler und Klaus Wohlrabe

Im Mai und Juni dieses Jahres hat das ifo Institut die Teilnehmer des Konjunkturtests im Verarbeitenden Gewerbe gebeten, zu möglichen Auswirkungen des Konflikts in der Ukraine auf ihr Unternehmen Stellung zu nehmen. Die Unternehmen wurden gefragt, ob sie wirtschaftliche Beziehungen zu Russland unterhalten und falls ja, in welcher Form. In Seiler und Wohlrabe (2014) wurde der Verlauf der Geschäftserwartungen im Verarbeitenden Gewerbe bis Juni 2014 nachgezeichnet. Der vorliegende Artikel setzt diese Untersuchung bis einschließlich der August-Umfrage fort. Darüber hinaus werden einige Industriebranchen sowie weitere Variablen dahingehend untersucht, ob sich die Ergebnisse der Unternehmen mit und der Unternehmen ohne wirtschaftliche Beziehungen zu Russland unterscheiden.

Chronologie der Ereignisse

Die jüngsten Kampfhandlungen im Osten der Ukraine haben ihren Ursprung in den Protesten in Kiew, bei denen über 500 000 Personen beteiligt waren (»Euro- Maidan«). Diese begannen Ende November 2013 mit der überraschenden Nicht-Unterzeichnung des Assoziierungsabkommens mit der Europäischen Union und den russischen Handelssanktionen gegen die Ukraine. Nach der Absetzung des damaligen Präsidenten Wiktor Janukowytsch Ende Februar 2014 begannen die Vorbereitungen für das Referendum auf der russisch geprägten Krim. Dieses wurde am 16. März durchgeführt, und bereits zwei Tage später wurde die Krim durch Russland formal annektiert. Unter dem Eindruck des Referendums übernahmen Separatisten die Kontrolle von Teilen der an Russland angrenzenden Oblaste Donezk und Lugansk. Bereits Mitte April begann der Einsatz der ukrainischen Streitkräfte in diesen Regionen, der von einem einwöchigen Waffenstillstand Ende Juli unterbrochen wurde. Nach dem Ende der Waffenruhe haben sich die Kampfhandlungen ausgeweitet und intensiviert, auch in Folge des Abschusses des Flugzeugs MH017. Seit dem 5. September haben sich die Konfliktparteien wieder auf einen Waffenstillstand geeinigt. Die aktuelle Entwicklung deutet darauf hin, dass die Ukraine ihre Beziehungen zur Europäischen Union verstärken möchte, den russisch geprägten Regionen jedoch weitgehende Autonomierechte einräumen will (Stand: 17. September). Im Rahmen dieser Untersuchung sind insbesondere die Monate März (Referendum auf der Krim) sowie Juli und August (verstärkte Kampfhandlungen in der Ostukraine) von Interesse.

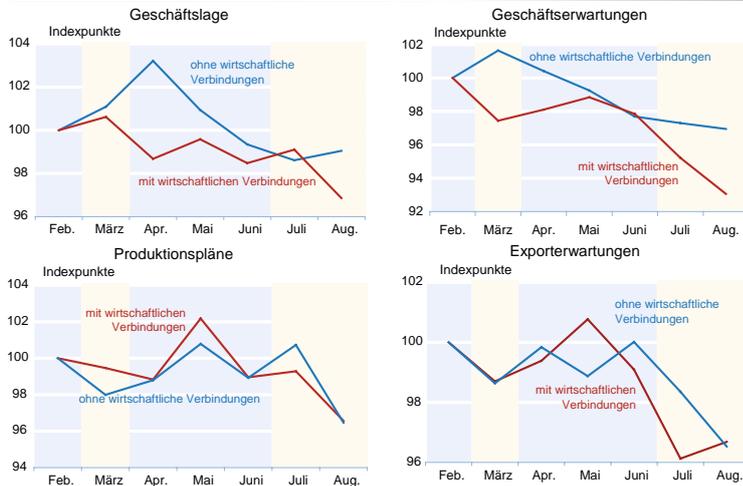
Sonderfrage im ifo Konjunkturtest

Das ifo Institut befragte in seiner Mai-Umfrage zunächst nur die Online-Teilnehmer im Verarbeitenden Gewerbe, ob sie wirtschaftliche Beziehungen zu Russland unterhalten und ob sie Beeinträchtigungen durch den Konflikt hatten bzw. diese erwarten. Die Fragen wurden dann im Juni auch den Teilnehmern der schriftlichen Befragung gestellt. Insgesamt nahmen rund 2 500 Industriefirmen zu diesem Fragenkomplex Stellung. Knapp die Hälfte der antwortenden Firmen aus dem Konjunkturtest Verarbeitendes Gewerbe besitzen wirtschaftliche Beziehungen zu Russland. Je größer das Unternehmen ist – gemessen an der Anzahl der Mitarbeiter –, desto stärker ist dieses in der Regel mit Russland verflochten. Die wirtschaftlichen Beziehungen konzentrieren sich dabei überwiegend auf Exporte nach Russland. Für weitere Details und eine Aufteilung nach Industriezweigen wird an dieser Stelle auf Seiler und Wohlrabe (2014) verwiesen. Im Rahmen des ifo World Economic Survey wurden auch die potenziellen Auswirkungen der Krise auf verschiedene Länder abgefragt. Siehe Kleemann (2014) für weitere Details.

Auswirkungen in den ifo Umfragen

Aufgrund der aktuellen Ereignisse in der Ukraine stellt sich die Frage, inwieweit die Ergebnisse des ifo Konjunkturtests seit Ausbruch der Krise beeinflusst wurden. Um dies näher zu analysieren, wurden die Erhebungsdaten in zwei Gruppen unterteilt: Unternehmen mit und ohne wirtschaftliche Beziehungen zu Russland.

Abb. 1
Entwicklung ausgewählter Variablen für Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes mit und ohne wirtschaftliche Verbindungen zu Russland (Feb – Aug. 2014).



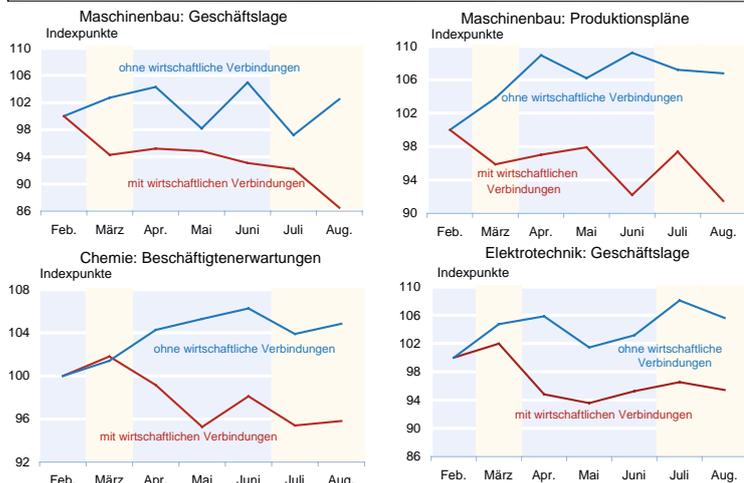
Quelle: ifo Konjunkturtest; Berechnungen des ifo Instituts.

Für beide Gruppen wurden ab Februar 2014 die Indikatoren zur Geschäftslage, zu den -erwartungen sowie weitere Variablen aus dem Fragenkatalog nachgerechnet. Damit lässt sich untersuchen, wie stark die Variablen durch die Krise beeinflusst wurden. Dabei wird unterstellt, dass die wirtschaftlichen Beziehungen seit Februar 2014 bestehen.¹

Abbildung 1 zeigt für beide Teilgruppen neben den Indikatoren Geschäftslage und -erwartungen auch die Produktionspläne und die Exporterwartungen. Die Reihen sind jeweils auf den Februar 2014 indiziert. Die kritischen Phasen in dem Konflikt sind hell hinterlegt. Es ist deutlich zu erkennen, dass sich insbesondere im März – kurz nach Ausbruch der Krimkrise – die Erwartungen der Unternehmen mit Beziehungen zu Russland deutlich verschlechterten, während die Geschäftserwartungen der Firmen ohne Beziehungen zu Russland sogar noch leicht anstiegen. Im August zeigt sich ein ähnliches Bild. Unternehmen mit wirtschaftlichen Beziehungen zu Russland waren erneut deutlich pessimistischer. Bei der Einschätzung der Geschäftslage waren im März noch keine konkreten Auswirkungen der Krise zu spüren. Danach entwickelte sich die Geschäftslage der Firmen, die Geschäftsbeziehungen zu Russland pflegen, weniger gut als für die Firmen der anderen Gruppe. Bei den Produktionsplänen und den Exporterwartungen zeigen sich hingegen keine auffälligen Unterschiede zwischen den beiden Gruppen.

Abbildung 2 zeigt ausgewählte Ergebnisse aus verschiedenen Industriesektoren. Im

Abb. 2
Entwicklung ausgewählter Variablen für Unternehmen einiger Branchen mit und ohne wirtschaftliche Verbindungen zu Russland (Feb.– Aug. 2014)



Quelle: ifo Konjunkturtest; Berechnungen des ifo Instituts.

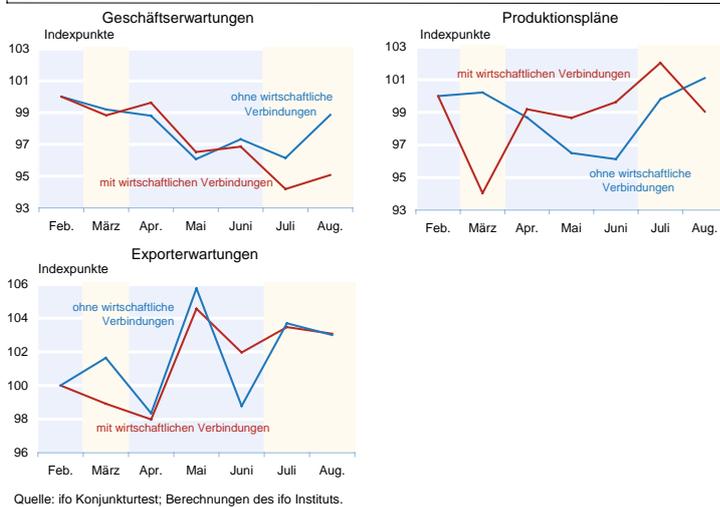
Maschinenbau (in diesem Sektor sind 76% der Unternehmen mit Russland verbunden) unterscheiden sich – im Gegensatz zum Verarbeitenden Gewerbe insgesamt – die Produktionspläne deutlich. Während Firmen ohne Verbindungen zu Russland eher Produktionsanhebungen planten, waren die Produktionspläne für die andere Unternehmensgruppe eher weniger optimistisch. Dieses scheint sich auch auf die Geschäftserwartungen durchgeschlagen zu haben. In der Elektroindustrie (49% mit Verbindungen zu Russland) entwickelt sich die Beurteilung der Geschäftslage ähnlich. In der chemischen Industrie (58%) zeigen sich bei den Personalplänen deutliche Unterschiede.

Sind die Ergebnisse durch eine gestiegene Unsicherheit zu erklären?

In der jüngeren Literatur gibt es verschiedene Ansätze, ökonomische Unsicherheit zu messen. Diese kann in den ifo Umfragen u.a. durch gewisse Muster im Antwortverhalten identifiziert werden. So kann z.B. berechnet werden, inwieweit die Antworten in den Einzelkategorien über alle Teilnehmer streuen. Wir folgen hierbei den Ansätzen in Bachmann, Elstner und Sims (2013) und Bachmann et al. (2013) und berechnen die Dispersion der Plus- und Negativkategorie jeweils für drei verschiedene Erwartungsfragen. In Abbildung 3 ist dieses Maß für die Geschäftserwartungen, die Produktionspläne und die Exporterwartungen im Verarbeitenden Gewerbe für die zwei Unternehmensgruppen dargestellt. Für alle drei Variablen zeigt sich, dass die Kurven sehr ähnlich verlaufen und kein systematischer Unterschied

¹ Die Saisonfigur wird für beide Teilgruppen von der Gesamtgruppe übernommen.

Abb. 3
Unsicherheitsmaße für Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes mit und ohne wirtschaftliche Verbindungen zu Russland (Feb.– Aug. 2014)



existiert. Dies deutet darauf hin, dass die zuvor vorgestellten Ergebnisse in den einzelnen Branchen nicht auf eine gestiegene Unsicherheit zurückzuführen sind.

Literatur

Bachmann, R., S. Elstner und E. Sims (2013), »Uncertainty and economic activity: Evidence from business survey data«, *American Economic Journal: Macroeconomics* 5, 217–249.

Bachmann, R., B. Born, S. Elstner und C. Grimme (2013), »Time-Varying Business Volatility, Price Setting, and the Real Effects of Monetary Policy«, CEPR Discussion Paper Nr. 9702.

Kleemann, M. (2014), »Die globalen Auswirkungen der Ukraine-Krise: Ergebnisse des jüngsten Ifo World Economic Survey«, *ifo Schnelldienst* 67(16), 50–52.

Seiler, C. und K. Wohlrabe (2014): »Der Einfluss des russisch-ukrainischen Konflikts auf die deutsche Industrie – Ergebnisse einer Sonderumfrage im ifo Konjunkturtest«, *ifo Schnelldienst* 67(14), 54–56.

Kasten 3.2

Der russisch-ukrainische Konflikt belastet die Geschäftserwartungen in der Industrie

Das ifo Institut hat im Mai und Juni 2014 im Rahmen der Umfrage für den Konjunkturtest Verarbeitendes Gewerbe mehrere Sonderfragen zum russisch-ukrainischen Konflikt gestellt, an der knapp 2 400 Firmen teilgenommen haben. Die Unternehmen wurde gefragt, ob sie wirtschaftliche Beziehungen zu Russland unterhalten und falls ja, in welcher Form. Zudem konnten die Unternehmen angeben, ob es im Zuge des Konflikts bereits zu Beeinträchtigungen ihrer Geschäftstätigkeit kam bzw. ob sie dies für die kommenden Monate erwarten.

44% der antwortenden Firmen gaben an, dass sie wirtschaftliche Beziehungen zu Russland unterhalten. Dabei handelt es sich überwiegend um Exportverbindungen nach Russland, während eine Abhängigkeit von russischen Importen deutlich seltener genannt wurde (vgl. Tab. 3.6). Viele Unternehmen sind oftmals auch über eigene Niederlassungen oder dritte Unternehmen mit Russland verbunden. Nach Größenklassen differenziert zeigt sich, dass vor allem Großfirmen wirtschaftlich mit Russland verflochten sind. 18% der antwortenden Firmen gaben an, dass sie bereits Beeinträchtigungen durch den russisch-ukrainischen Konflikt spüren. Sogar knapp ein Drittel erwartet weitere Beeinträchtigungen bei einem Fortgang der Krise. Wird nach Größenklassen unterschieden, so zeigt sich erneut, dass gegenwärtig vor allem Großfirmen von der Krise betroffen sind und diese auch vermehrt Beeinträchtigungen erwarten.

Basierend auf den Angaben der Unternehmen wurde der Index der Geschäftserwartungen im Verarbeitenden Gewerbe für die Unternehmen nachgebildet, die angaben, wirtschaftliche Beziehungen zu Russland zu haben. Dabei wurde unterstellt, dass diese Beziehungen bereits in den Vormonaten bestanden haben. Abbildung 3.10 zeigt den Index sowohl für Unternehmen mit als auch ohne wirtschaftliche Beziehungen zu Russland.¹ Im Zuge der Krimkrise trübten sich im März die Erwartungen der Unternehmen mit wirtschaftlichen Beziehungen deutlich ein und erholten sich ein wenig im April. Im Gegensatz dazu wurden die Aussichten der Unternehmen, die keine Geschäftsbeziehungen zu Russland haben, im April in etwa genauso optimistisch beurteilt wurden wie im Februar. Da es sich bei den betroffenen Unternehmen vorwiegend um große Unternehmen handelt und ihr Gewicht am Gesamtindex deshalb bei etwa 60% liegt, kann daraus geschlossen werden, dass der Rückgang bei den Geschäftserwartungen seit Jahresanfang maßgeblich auf diese Unternehmen zurückzuführen ist. Im Juni hingegen ist kein Unterschied in den Einschätzungen der Unternehmen im Vergleich zum Februar mehr festzustellen.

Eine Erklärung für die pessimistischen Aussichten der Unternehmen mit wirtschaftlichen Beziehungen zu Russland dürfte die gestiegene Unsicherheit im Hinblick auf die Weiterentwicklung ihrer Geschäftsbeziehungen gewesen sein. Zwar wurden bislang noch keine wirklich greifbaren Sanktionen beim grenzüberschreitenden Waren-, Dienstleistungs- oder Kapitalverkehr mit Russland beschlossen. Und auch der starke Rückgang deutscher Ausfuhren nach Russland dürfte aufgrund ihres geringen Anteils am gesamten Exportvolumen Deutschlands von weniger als 3% eher von untergeordneter Bedeutung für die konjunkturelle Entwicklung hierzulande sein. Allerdings wies der deutsche Maschinenbauverband VDMA erst kürzlich darauf hin, dass viele Exportgenehmigungen (insbesondere von Gütern, die auch in der Rüstungsindustrie zum Einsatz kommen könnten) derzeit von den zuständigen Behörden nicht bearbeitet würden und deshalb zum Teil langjährige Geschäftsbeziehungen gefährdet seien.² Und eben diese Unsicherheit bringen die Unternehmen bei der Einschätzung ihrer Geschäftserwartungen zum Ausdruck.

Tab. 3.6
Ergebnisse der Sonderfragen zur Krimkrise
(Angaben in % der Unternehmen, die geantwortet haben)

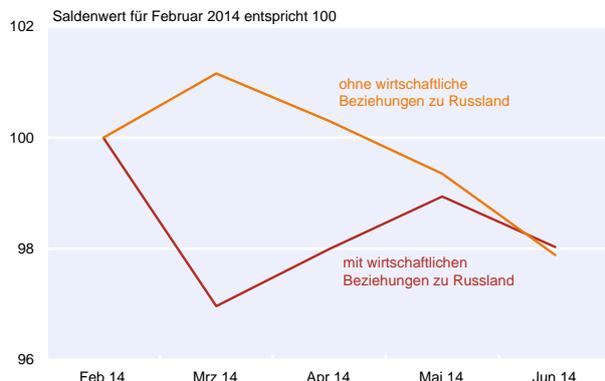
	ja	nein
Hat Ihr Unternehmen wirtschaftliche Beziehungen zu Russland? (Angaben in % der Unternehmen, die geantwortet haben)	47	53
kleine Unternehmen ^{a)}	27	73
mittlere Unternehmen	50	50
große Unternehmen	79	21
Wenn ja: (Angaben in % der Unternehmen mit Beziehungen zu Russland. Mehrfachantworten möglich)		
Importe aus Russland	9	
Exporte nach Russland	84	
Joint Ventures mit russischen Unternehmen	4	
Eigene Niederlassung in Russland	23	
Über dritte Unternehmen	28	
Kam es durch den russisch-ukrainischen Konflikt bereits zu Beeinträchtigungen?	17	83
kleine Unternehmen ^{a)}	12	88
mittlere Unternehmen	16	84
große Unternehmen	32	68
Erwarten Sie für Ihr Unternehmen zukünftig Beeinträchtigungen?	33	67
kleine Unternehmen ^{a)}	23	77
mittlere Unternehmen	34	66
große Unternehmen	47	53

^{a)} Kleine Unternehmen = bis einschl. 49 Mitarbeiter, mittlere Unternehmen = 50 bis 499 Mitarbeiter, große Unternehmen = ab 500 Mitarbeitern.

Quelle: ifo Konjunkturtest, Berechnungen des ifo Instituts.
ifo Institut Juni 2014

Abb. 3.10

Geschäftserwartungen
ifo Indikator für die Geschäftserwartungen im Verarbeitenden Gewerbe



Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

¹ Um die Entwicklungen der Teilindizes miteinander vergleichen zu können, wurde alle Indizes im Februar 2014 auf 100 normiert. Es wurde somit bewusst von der üblichen Indexierung beim ifo Geschäftsklima abgewichen, bei der alle Indizes im Jahresdurchschnitt 2005 auf 100 gesetzt werden.

² Vgl. Pressemitteilung des Verbands Deutscher Maschinen- und Anlagenbau (VDMA) vom 13. Juni 2014, VDMA-Umfrage: Maschinenbauer halten an ihrer Russland-Strategie fest, online verfügbar unter: <http://www.vdma.org/article/-/articleview/4184211>.

Im November 2014 stellte das ifo Institut den am monatlichen Konjunkturtest teilnehmenden Unternehmen, mit Ausnahme der Unternehmen des Baugewerbes, zwei Sonderfragen zum Mindestlohn, zum einen bezüglich ihrer Betroffenheit von der Regelung und zum anderen nach ihren voraussichtlichen Reaktionen. Der Beitrag überprüft anhand einer Auswertung des ifo Konjunkturtests, inwieweit die Unternehmen ihre anvisierten Maßnahmen tatsächlich umsetzten.

Zum 1. Januar 2015 trat der flächendeckende Mindestlohn von 8,50 Euro in Deutschland in Kraft. Viele Ökonomen standen dieser wirtschaftspolitischen Maßnahme der derzeitigen Bundesregierung kritisch gegenüber und prognostizierten einen Anstieg der Arbeitslosenquote, Wachstumseinbußen und eine höhere Inflationsrate.¹ Um eine wirkliche Evaluierung der Auswirkungen des Mindestlohns durchzuführen, ist es sicherlich noch zu früh. Zum einen liegen derzeit noch kaum Daten für 2015 vor, und außerdem sollten sich den Prognosen zufolge insbesondere die realwirtschaftlichen Effekte nur mit zeitlicher Verzögerung entfalten. Zum anderen wurde die Einführung des Mindestlohns vom starken Verfall der Ölpreise überdeckt, der wie ein kräftiges Konjunkturpaket die gesamtwirtschaftliche Nachfrage und insbesondere den privaten Konsum befeuerte und auch auf dem Arbeitsmarkt seine Spuren hinterließ. So sank die Anzahl der Arbeitslosen im Januar und Februar saisonbereinigt abermals und lag um über 100 000 Personen niedriger als im Vorjahr. Gleichzeitig ließ der Ölpreistrückgang die Inflationsrate förmlich in den Keller rauschen. Binnen weniger Monate kehrte sich der typischerweise zu beobachtende Anstieg der Verbraucherpreise in einen Rückgang um, der im Januar im Vorjahresvergleich bei 0,4% lag. Ungeachtet der derzeit niedrigen Inflationsraten scheinen dennoch an der Preisfront erste Mindestlohneffekte sichtbar zu werden. Werden die Energiepreise aus dem Verbraucherpreisindex herausgerechnet und der Verlauf dieser sogenannten Kerninflation am aktuellen Rand – also

anstatt der üblichen prozentualen Vorjahresveränderungsrate des Preisindex die auf Jahresrate hochgerechnete prozentuale Veränderung des saisonbereinigten Index gegenüber dem Vormonat – betrachtet, beschleunigte sich der Anstieg der Verbraucherpreise im Februar auf 4,6%.

Eine Möglichkeit, um bereits zum jetzigen Zeitpunkt weitergehende Aussagen über die gesamtwirtschaftlichen Auswirkungen des flächendeckenden Mindestlohns zu machen, die unabhängig von aktuellen konjunkturellen Überlagerungen sind, bietet der ifo Konjunkturtest. Im November 2014 stellte das ifo Institut den am monatlichen Konjunkturtest teilnehmenden Unternehmen, mit Ausnahme der Unternehmen des Baugewerbes, zwei Sonderfragen zum Mindestlohn. Die Fragen lauteten: »Zum 1. Januar 2015 wird der flächendeckende Mindestlohn eingeführt. Ist Ihr Unternehmen von dieser Regelung betroffen?«, und: »Wenn ja, mit welchen Maßnahmen werden Sie voraussichtlich auf den Mindestlohn reagieren?«. Bei der zweiten Frage konnten die vom Mindestlohn betroffenen Unternehmen mehrere der folgenden Maßnahmen auswählen:

- keine Maßnahmen notwendig bzw. vorgesehen,
- Personalabbau,
- Verkürzung der Arbeitszeit,
- Preiserhöhungen,
- verringerte Investitionen,
- Kürzung von Sonderzahlungen,
- sonstiges.

Insgesamt wurde die Sonderfrage von über 6 300 Unternehmen aus den Bereichen Verarbeitendes Gewerbe, Groß- und Einzelhandel sowie Dienstleistungen beantwortet. Eine quantitative Aussage über das Ausmaß der Maßnahmen ist anhand der Daten nicht möglich.

¹ Die für 2015 zu erwartenden Kurzfristeffekte wurden ausführlich im Frühjahrsgutachten 2014 der Gemeinschaftsdiagnose diskutiert (vgl. Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose 2014). Zu den langfristigen Auswirkungen insbesondere auf den Arbeitsmarkt vgl. Knabe, Schöb und Thum (2014).

Welche Maßnahmen wollten vom Mindestlohn betroffene Unternehmen ergreifen?

Die Auswertung der Umfrage ergab, dass sich die Betroffenheit vom Mindestlohn je nach Wirtschaftsbereich unterscheidet (vgl. Erthle, Wohlrabe und Wojciechowski 2014). Im Einzelhandel und im Dienstleistungsgewerbe sind demnach die meisten Unternehmen direkt vom Mindestlohn betroffen (43% bzw. 31%), während im Großhandel und im Verarbeitenden Gewerbe ein deutlich geringerer Anteil der Firmen angab, vom Mindestlohn direkt betroffen zu sein (20% bzw. 21%). Außerdem sind ostdeutsche Unternehmen über alle Wirtschaftsbereiche hinweg häufiger vom Mindestlohn betroffen als ihre westdeutschen Konkurrenten (43% zu 24%) (vgl. Lehmann, Ragnitz und Weber 2015). Auch in den geplanten Reaktionen auf die Einführung des Mindestlohns gab es Unterschiede. 43% der vom Mindestlohn betroffenen Unternehmen gaben an, keine Maßnahmen ergreifen zu wollen, wobei dieser Wert im Einzelhandel am niedrigsten ausfiel (33%). Im Dienstleistungsbereich gaben die befragten Firmen als häufigste Reaktion Preiserhöhungen an (31%). Personalabbau ist hingegen nur für 16% der betroffenen Dienstleister eine mögliche Reaktion auf den Mindestlohn. Dem entgegengesetzt verhält es sich bei den vom Mindestlohn betroffenen Großhandelsunternehmen. Diese gaben an, dass sie hauptsächlich mit Personalabbau reagieren werden (23%) und deutlich seltener ihre Preise zu erhöhen beabsichtigten.

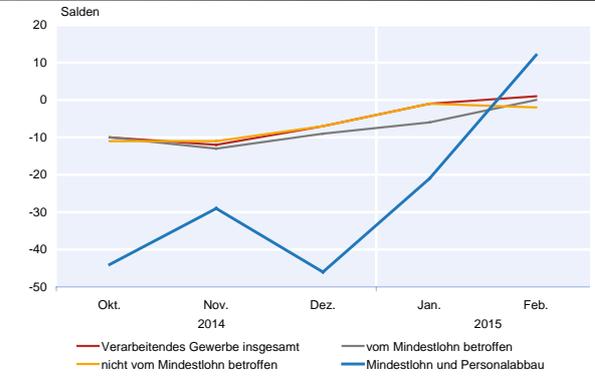
Wie reagieren Unternehmen tatsächlich auf den Mindestlohn?

Es stellt sich nun die Frage, inwieweit die vom Mindestlohn betroffenen Unternehmen ihre anvisierten Maßnahmen tatsächlich umsetzen. Hierfür soll der ifo Konjunkturtest ausgewertet werden, der die Unternehmen monatlich nach der erwarteten Entwicklung der Beschäftigtenzahlen sowie der Preise befragt. Für die Untersuchung wurden die am Konjunkturtest teilnehmenden Firmen in verschiedene Gruppen aufgeteilt. Die erste Gruppe umfasst alle Firmen, nach Wirtschaftsbereichen sortiert. Diese wurde in zwei Gruppen unterteilt: Firmen, die angaben, nicht vom Mindestlohn betroffen zu sein, und solche, die angaben, betroffen zu sein. Bei letzteren wurden schließlich zwei weitere Untergruppen gebildet, die nur jene Unternehmen umfassen, die als Maßnahmen infolge des Mindestlohns entweder Preiserhöhungen (»Mindestlohn und Preiserhöhungen«) oder Personalabbau (»Mindestlohn und Personalabbau«) in Betracht zogen. Aufgrund der möglichen Mehrfachauswahl der potenziellen Maßnahmen können Firmen in beiden Untergruppen vertreten sein.

Es sollte zu erwarten sein, dass beispielsweise Unternehmen, die mit Personalabbau reagieren wollten, eine weniger

Abb. 1

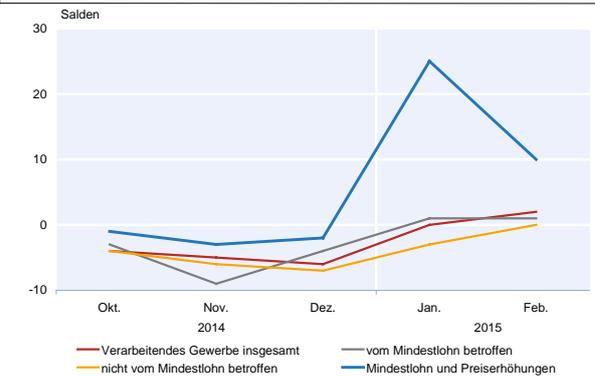
Verarbeitendes Gewerbe: Beschäftigenerwartungen



Quelle: ifo Konjunkturtest.

Abb. 2

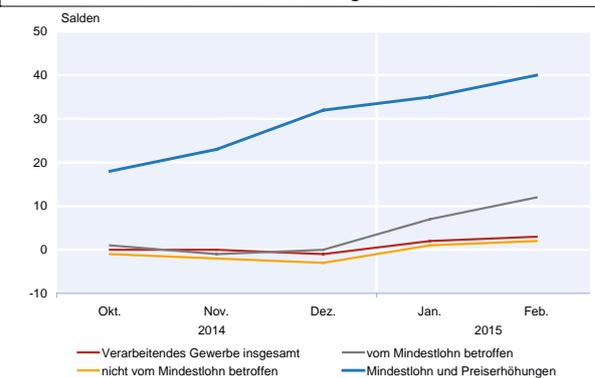
Verarbeitendes Gewerbe: Entwicklung der Preise zum Vormonat



Quelle: ifo Konjunkturtest.

Abb. 3

Verarbeitendes Gewerbe: Preiserwartungen



Quelle: ifo Konjunkturtest.

zuversichtliche Personalplanung vorweisen als Unternehmen, die diese Maßnahme nicht angegeben hatten oder nicht vom Mindestlohn betroffen sind. Entsprechend dieser Überlegung müssten Unternehmen, die mit Preiserhöhungen reagieren wollten, ihre Preiserwartungen deutlicher auf steigende Preise ausgerichtet haben.

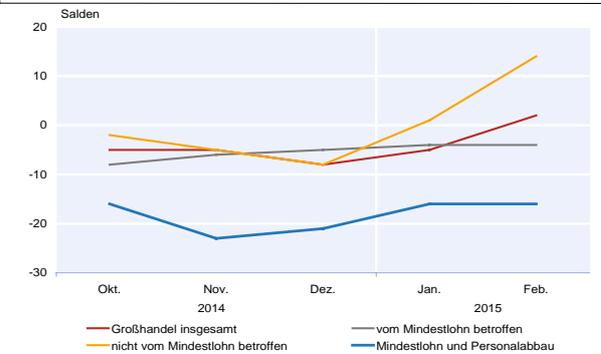
Im Verarbeitenden Gewerbe deuteten in den letzten Monaten die Beschäftigungsplanungen auf einen leichten Personalabbau hin (vgl. Abb. 1). Im neuen Jahr plante nur noch

ein kleiner Teil der nicht vom Mindestlohn betroffenen Unternehmen, Personal abzubauen. Die vom Mindestlohn betroffenen Unternehmen, die zusätzlich angaben, dass sie mit Personalabbau reagieren werden, haben zwischen Oktober und Januar stets deutlich negativere Erwartungen bezüglich der Entwicklung der Beschäftigtenzahl geäußert. In diesem Zeitraum gaben sie an, dass in den nächsten Monaten mit einem Personalabbau gerechnet werden muss. Die Ergebnisse deuten darauf hin, dass der Mindestlohn die Beschäftigungsplanungen der Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes bereits vor dessen Einführung beeinflusste. Im Februar drehten die Personalpläne dieser Unternehmen, und sie gingen für die kommenden Monate von einer zunehmenden Beschäftigtenzahl aus. Dies kann zweierlei Gründe haben: Einerseits könnte sich die Situation positiver darstellen als erwartet; andererseits könnten die betroffenen Firmen bereits Personal entlassen beziehungsweise neue Personaleinstellungen auf einen späteren Zeitpunkt verschoben haben. Preiserhöhungen scheinen hingegen erst mit Einführung des Mindestlohns durchgesetzt worden zu sein. Während im Januar die vom Mindestlohn nicht tangierten Unternehmen ihre Preise im Schnitt leicht senkten, erhöhten die vom Mindestlohn betroffenen Unternehmen, die angaben, mit Preiserhöhungen zu reagieren, ihre Preise (vgl. Abb. 2). Diese Aussage trifft ebenso, wenn auch in abgeschwächter Form, auf den Februar zu. Die Preiserwartungen zeigen, dass eben jene Unternehmen diese Preiserhöhung bereits Monate im Voraus in ihre Planungen mit einbezogen hatten (vgl. Abb. 3). Ihre Erwartungen lagen bereits im Oktober deutlich über denen der Unternehmen, die nicht vom Mindestlohn betroffen sind. Außerdem ist anhand der Preiserwartungen zu beobachten, dass die Preise in diesem Bereich voraussichtlich von einer zunehmenden Anzahl an Unternehmen, die mit Preiserhöhungen auf den Mindestlohn reagieren wollten, erhöht werden.

Im Einzelhandel war die am häufigsten genannte Reaktion auf die Einführung des Mindestlohns der Personalabbau. Tatsächlich weisen die Unternehmen, die Personalabbau angegeben hatten, eine deutlich pessimistischere Erwartung bezüglich der Entwicklung der Beschäftigtenzahlen auf als die nicht vom Mindestlohn betroffenen Unternehmen (vgl. Abb. 6). Die Preiserwartungen zeichneten ein ähnliches Bild. Mit Ausnahme des Januars 2015 erwarteten die Unternehmen, die mit Preiserhöhungen reagieren wollten, deutlich häufiger steigende Preise in den nächsten Monaten (vgl. Abb. 7). Im Großhandel zeigte sich eine gleichgerichtete Entwicklung der Beschäftigtenerwartungen wie im Einzelhandel. So erwarteten jene Unternehmen, die Personalabbau aufgrund des Mindestlohns meldeten, deutlich häufiger eine zurückgehende Anzahl ihrer Beschäftigten als die nicht vom Mindestlohn betroffenen Unternehmen. Die nicht vom Mindestlohn betroffenen Großhändler gingen im Februar von einem steigenden Personalbedarf in den kommenden Monaten aus (vgl. Abb. 4). Die Preiserwartungen im

Abb. 4

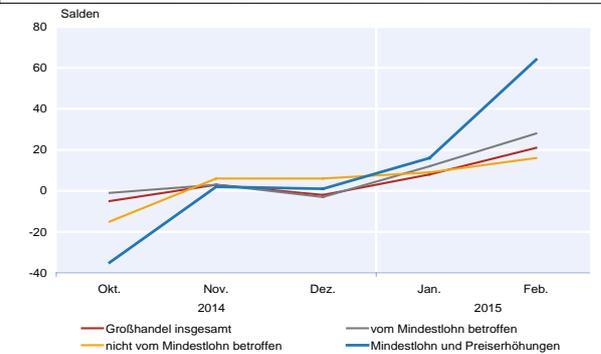
Großhandel: Beschäftigtenerwartungen



Quelle: ifo Konjunkturtest.

Abb. 5

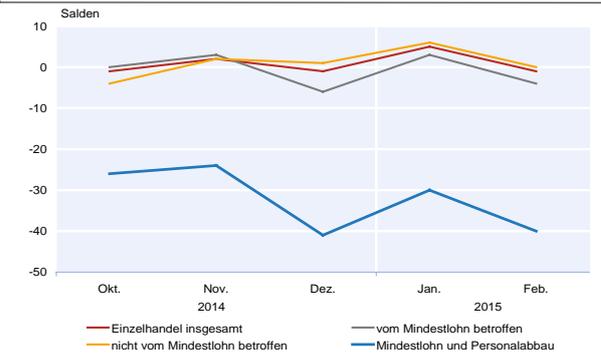
Großhandel: Preiserwartungen



Quelle: ifo Konjunkturtest.

Abb. 6

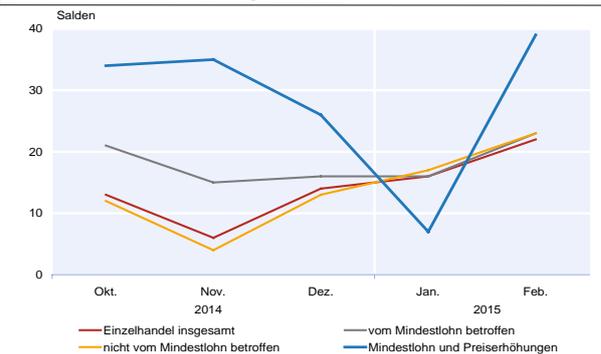
Einzelhandel: Beschäftigtenerwartungen



Quelle: ifo Konjunkturtest.

Abb. 7

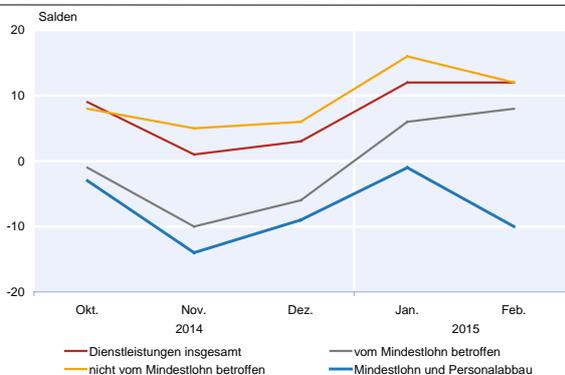
Einzelhandel: Preiserwartungen



Quelle: ifo Konjunkturtest.

Abb. 8

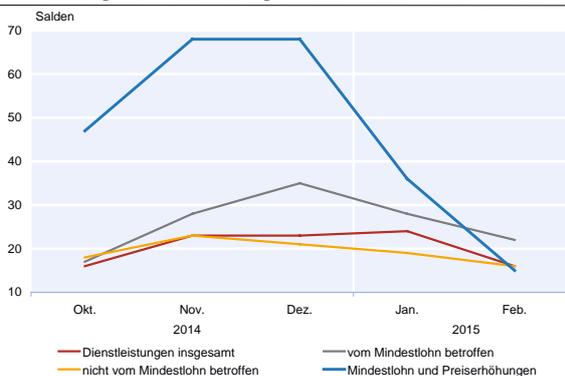
Dienstleistungen: Beschäftigterwartungen



Quelle: ifo Konjunkturtest.

Abb. 9

Dienstleistungen: Preiserwartungen



Quelle: ifo Konjunkturtest.

Großhandel beschreiben einen Trend zu anziehenden Preisen in den nächsten Monaten (vgl. Abb. 5). Am deutlichsten ist dieser Trend bei den Unternehmen zu erkennen, die mit Preiserhöhungen auf den Mindestlohn reagieren wollten.

Fast ein Drittel der vom Mindestlohn betroffenen Dienstleister plante als Maßnahme Preiserhöhungen. Diese Maßnahme spiegelte sich auch in den Preiserwartungen für die kommenden Monate wider. Im Gegensatz zu den nicht vom Mindestlohn betroffenen Unternehmen, rechneten die Testteilnehmer, die mit Preiserhöhungen reagieren wollten, deutlich häufiger mit steigenden Preisen (vgl. Abb. 9). Im Februar war nur noch ein vernachlässigbarer Unterschied zu erkennen. Dies kann auf bereits angehobene Preise oder auch auf einen geringeren Handlungsbedarf seitens der Unternehmen hindeuten. Auch bezüglich der Beschäftigten sind die Dienstleistungsunternehmen, die Personalabbau als Reaktion auf den Mindestlohn angegeben hatten, deutlich vorsichtiger (vgl. Abb. 8). Diese gaben vor allem im November eine negative erwartete Entwicklung der Beschäftigten an. Im Gegensatz dazu planten die Unternehmen, die nicht vom Mindestlohn betroffen sind, weiterhin Personalneueinstellungen.

Fazit

Die vom Mindestlohn betroffenen Unternehmen konnten bereits vor Inkrafttreten des flächendeckenden Mindestlohns von 8,50 Euro pro Stunde einschätzen, wie sie auf diesen reagieren werden. Die angegebenen Einschätzungen zu den Maßnahmen, die potenziell getroffen wurden und werden, um die zusätzlichen Kosten aufzufangen, spiegeln sich in den Konjunkturtestergebnissen wider. In den meisten Fällen meldeten Unternehmen, die mit Personalabbau reagieren wollten, eine pessimistischere oder zumindest eine weniger optimistische Erwartung bezüglich der Entwicklung ihrer Beschäftigtenzahlen in den kommenden Monaten als nicht vom Mindestlohn betroffene Unternehmen. Ebenso erwarteten Unternehmen, die mit Preissteigerungen auf den Mindestlohn reagieren wollten, deutlich häufiger steigende Preise.

Literatur

Erthle, Chr., K. Wohlrabe und P. Wojciechowski (2014), »Der flächendeckende Mindestlohn und die Reaktion der Unternehmen – Ergebnisse einer Sonderumfrage im ifo Konjunkturtest«, *ifo Schnelldienst* 67(23), 50–52.

Knabe, A., R. Schöb und M. Thum (2014), »Der flächendeckende Mindestlohn«, *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* 15, 133–157.

Lehmann, R., J. Ragnitz und M. Weber (2015), »Mindestlohn in Ostdeutschland: Firmen planen Preiserhöhungen und Personalabbau«, *ifo Dresden berichtet* 22(1), 40–42.

Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose (2014), »Gemeinschaftsdiagnose Frühjahr 2014: Deutsche Konjunktur im Aufschwung – aber Gegenwind von der Wirtschaftspolitik«, *ifo Schnelldienst* 67(8), 3–64.

Kasten

**Die Einführung des Mindestlohns in Deutschland – aktuelle und geplante Reaktionen der Unternehmen
Ergebnisse einer Sonderumfrage im ifo Konjunkturtest**

Zum 1. Januar 2015 tritt der flächendeckende Mindestlohn von 8,50 Euro in Deutschland in Kraft. Im November wurden mit Ausnahme des Baugewerbes allen Firmen, die an den monatlichen Konjunkturumfragen des ifo Instituts teilnehmen, folgende Fragen zum Thema Mindestlohn gestellt: »Zum 1. Januar 2015 wird der flächendeckende Mindestlohn eingeführt. Ist Ihr Unternehmen von dieser Regelung betroffen?«, und: »Wenn ja, mit welchen Maßnahmen werden Sie voraussichtlich auf den Mindestlohn reagieren?«. Bei der zweiten Frage konnten die Unternehmen unter folgenden Antworten wählen, wobei auch Mehrfachnennungen zulässig waren:

- keine Maßnahmen notwendig bzw. vorgesehen,
- Personalabbau,
- Verkürzung der Arbeitszeit,
- Preiserhöhung,
- Verringerte Investitionen,
- Kürzung von Sonderzahlungen,
- Sonstiges.

Insgesamt wurde die Sonderfrage von über 6 300 Unternehmen aus den Bereichen Verarbeitendes Gewerbe, Groß- und Einzelhandel sowie Dienstleistungen beantwortet. Eine quantitative Aussage über das Ausmaß der Maßnahmen ist anhand dieser Daten nicht möglich. Gibt ein Unternehmen beispielsweise an, dass Personalabbau geplant ist, so kann keine Aussage darüber getroffen werden, wie viele Stellen gestrichen werden sollen.

Wie viele Firmen sind vom Mindestlohn betroffen?

Über ein Viertel der Unternehmen gab an, dass sie unmittelbar von der Einführung des Mindestlohns betroffen sind. Allerdings gab es große Unterschiede zwischen den einzelnen Wirtschaftsbereichen.

Während im Verarbeitenden Gewerbe und im Großhandel etwa 20 % der Befragungsteilnehmer angaben, betroffen zu sein, lag der Anteil in den Dienstleistungsbranchen und im Einzelhandel mit 31 % bzw. 43 % deutlich darüber (vgl. Abb. 3.6). Die Unterteilung der Ergebnisse nach Ost und West zeigt die deutlich stärkeren Auswirkungen der Mindestlohnregelung auf Unternehmen in Ostdeutschland. Dieser Unterschied ist über alle Bereiche hinweg zu erkennen. Westdeutsche Unternehmen sind deutlich seltener vom Mindestlohn betroffen.

Wie wollen die Firmen grundsätzlich auf den Mindestlohn reagieren?

Unter allen vom Mindestlohn betroffenen Unternehmen gaben 43 % an, dass keine Maßnahmen notwendig beziehungsweise geplant sind (vgl. Abb. 3.7). Am unteren Ende der Skala befinden sich die Einzelhändler, bei denen nur knapp ein Drittel der Unternehmen nicht reagieren will. Im Verarbeitenden Gewerbe und im Großhandel ist dieser Anteil mit 47 % bzw. 50 % am höchsten. Wenn Firmen vom Mindestlohn betroffen sind, aber keine Maßnahmen ergreifen, deutet dies darauf hin, dass sie aufgrund der gestiegenen Personalkosten geringere Gewinne in Kauf nehmen.

Abb. 3.6
Vom Mindestlohn betroffene Unternehmen

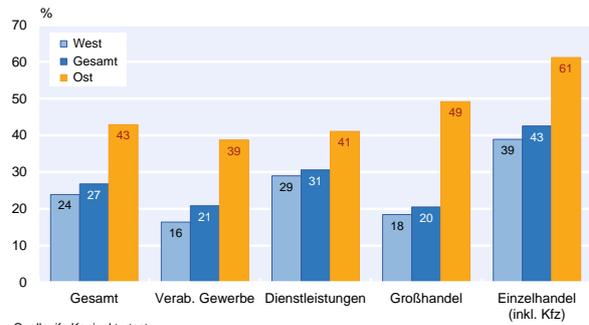
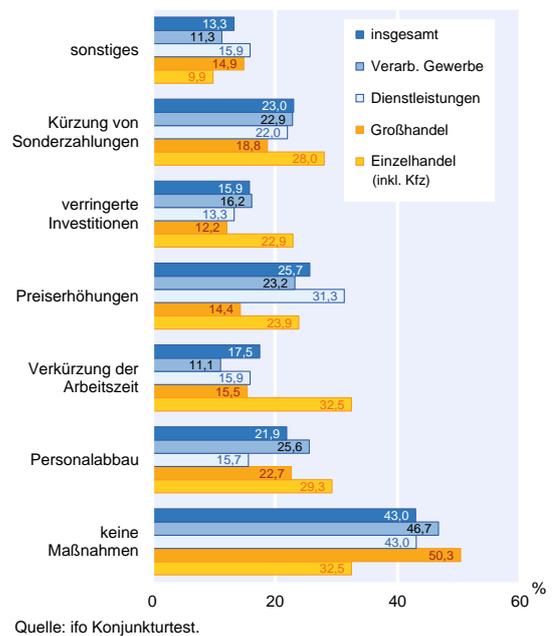


Abb. 3.7
Folge des Mindestlohns
Erwartete Maßnahmen der davon betroffenen Unternehmen nach Wirtschaftsbereichen



Im Schnitt werden allerdings mehr als die Hälfte der von der Mindestlohnregelung betroffenen Unternehmen reagieren. Am häufigsten nannten die Befragungsteilnehmer Personalabbau, Preiserhöhungen und Kürzungen von Sonderzahlungen. Aber auch bei den Maßnahmen gibt es große Unterschiede zwischen den Wirtschaftsbereichen, insbesondere im Hinblick auf Personalabbau und Preiserhöhungen.

Mehr als 25% der betroffenen Unternehmen im Verarbeitenden Gewerbe sowie fast 30% der betroffenen Einzelhändler wollen mit Personalabbau auf den Mindestlohn reagieren. Bei den Dienstleistungsunternehmen liegt dieser Anteil nur bei knapp 16% der betroffenen Firmen. Allerdings werden in diesem Bereich voraussichtlich ein Drittel der Unternehmen die Preise erhöhen. In den übrigen Wirtschaftsbereichen scheinen Preiserhöhungen aufgrund der Wettbewerbssituation deutlich schwerer durchsetzbar zu sein. Auf das Instrument der Verkürzung der Arbeitszeit im Einzelhandel ungefähr einem Drittel der betroffenen Unternehmen zurückgreifen, während im Verarbeitenden Gewerbe diese Maßnahme nur von geringer Bedeutung (11%) ist. Eine etwa gleich hohe Bedeutung über alle Bereiche hinweg hat die Kürzung von Sonderzahlungen (23%). Die Verringerung von Investitionen wird für einen Teil der Firmen ebenfalls von Bedeutung sein. Fast 16% der vom Mindestlohn betroffenen Unternehmen gaben an, dass sie als Reaktion auf die Einführung der Mindestlohnregelung ihre Investitionstätigkeiten einschränken werden. Besonders im Bereich des Einzelhandels werden Investitionen zurückgefahren (23%), aber auch im Verarbeitenden Gewerbe gaben 16% der betroffenen Unternehmen verringerte Investitionen als Maßnahme an.

Gibt es bereits Reaktionen auf die bevorstehende Einführung des Mindestlohns?

Die Einführung des Mindestlohns hat tatsächlich bereits vor seinem Inkrafttreten erste Spuren bei den Unternehmen hinterlassen, die vom Mindestlohn betroffen sind und die angaben, darauf zu reagieren. Im Rahmen des monatlich ifo Konjunkturtests werden die Unternehmen regelmäßig nach der Entwicklung der Inlandsverkaufspreise im vorangegangenen Monat gefragt. In der Novemberumfrage zeigte sich, dass vom Mindestlohn betroffene Unternehmen, die Preiserhöhungen als Maßnahme in Erwägung zogen, ihre Preise bereits häufiger erhöht haben als andere Firmen (vgl. Tab. 3.7). Aber auch bei den regelmäßig vom ifo Institut abgefragten Erwartungen bezüglich der Entwicklung der Preise und der Anzahl der Beschäftigten in den nächsten drei Monaten schlagen sich die von den Unternehmen angegebenen Maßnahmen nieder.

Ein deutlich höherer Anteil der vom Mindestlohn betroffenen Firmen gab an, in den nächsten drei Monaten die Preise anheben oder Personal abbauen zu wollen. Bei den Dienstleistungsunternehmen stieg der Anteil der Firmen, die Preiserhöhungen in Erwägung ziehen, derart an, dass die Preiserwartungen in diesem Wirtschaftsbereich insgesamt den höchsten Wert seit Beginn der Veröffentlichung der Ergebnisse im Jahr 2005 erreichten.

Tab. 3.7
Vergleich mit aktuellen Ergebnissen des ifo Konjunkturtests

Inlandsverkaufspreise im November, wenn Preiserhöhung bei Umfrage genannt				
	Vom Mindestlohn betroffen?	erhöht	unverändert	fallend
Verarbeitendes Gewerbe	ja	16%	75%	8%
	nein	4%	87%	8%
Handel	ja	22%	67%	10%
	nein	8%	77%	13%
Preiserwartungen im November, wenn Preiserhöhung bei Umfrage genannt				
	Vom Mindestlohn betroffen?	steigend	unverändert	fallend
Verarbeitendes Gewerbe	ja	21%	63%	14%
	nein	10%	80%	10%
Dienstleister	ja	35%	52%	11%
	nein	20%	73%	5%
Handel	ja	26%	55%	19%
	nein	22%	65%	12%
Beschäftigungserwartung November, wenn Personalabbau bei Umfrage genannt				
	Vom Mindestlohn betroffen?	zu-nehmend	gleich-bleibend	ab-nehmend
Verarbeitendes Gewerbe	ja	5%	63%	31%
	nein	6%	78%	15%
Dienstleister	ja	10%	46%	42%
	nein	15%	74%	11%
Handel	ja	5%	58%	38%
	nein	8%	80%	10%

Frage nach Inlandsverkaufspreisen wird bei den Dienstleistern nicht gestellt. Alle Auswertungen sind ungewichtet.

Quelle: Befragung des ifo Instituts.

ifo Institut Dezember 2014

Der »Test des Tests« im Handel – eine Metaumfrage zum ifo Konjunkturtest

34

Klaus Abberger, Manuel Birnbrich und Christian Seiler¹

Seit 1949 begleitet das ifo Institut die wirtschaftliche Entwicklung in Deutschland. Dazu werden unter anderem Monat für Monat Unternehmen nach ihrer aktuellen Geschäftslage, ihren Erwartungen für das kommende halbe Jahr sowie weiteren Kenngrößen befragt. Insbesondere die Geschäftslageurteile und die Geschäftserwartungen – aus denen sich das ifo Geschäftsklima zusammensetzt – werden intensiv zur Konjunkturanalyse genutzt. Daher führte das ifo Institut im Frühjahr 2009 eine Sonderumfrage bei den Teilnehmern des ifo Konjunkturtests im Handel durch. Ziel dieser Befragung war es, mehr über die Faktoren und die Hintergründe zu erfahren, die den Unternehmen als Grundlage zur Beantwortung der monatlichen Konjunkturumfragen dienen. Die Ergebnisse zeigen, dass für die Beurteilung der aktuellen Geschäftslage und für die Geschäftserwartungen die Determinanten Ertragslage des Unternehmens und Umsatz wesentlich sind. Zudem wird deutlich, dass die beiden Fragen flexibel genug sind, um die Konjunkturentwicklung in verschiedenen Bereichen der Wirtschaft abzugreifen.

Der jeden Monat vom ifo Institut veröffentlichte ifo Geschäftsklimaindex für die gewerbliche Wirtschaft Deutschlands ist einer der bekanntesten Indikatoren für die deutsche Konjunktur und findet große Beachtung bei Unternehmern, Analysten, Politikern, Journalisten, Wissenschaftlern und in der breiten Öffentlichkeit. Grundlage für den ifo Geschäftsklimaindex ist der ifo Konjunkturtest, eine monatliche Umfrage unter Unternehmen aus dem verarbeitenden Gewerbe, dem Bauhauptgewerbe sowie dem Groß- und dem Einzelhandel. Das ifo Institut führt daneben einen monatlichen Konjunkturtest im Dienstleistungsgewerbe durch und veröffentlicht zusätzlich zum ifo Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft auch ein Geschäftsklima für das Dienstleistungsgewerbe.

In zahlreichen Untersuchungen wurde festgestellt, dass die Ergebnisse des ifo Konjunkturtests, insbesondere der ifo Geschäftsklimaindex (vgl. z.B. Abberger 2006 sowie Abberger und Nierhaus 2007), starke Zusammenhänge mit Referenzreihen aus der amtlichen Statistik aufweisen (Bruttoinlandsprodukt, Produktionsindex,

Einzelhandelsumsätze u.a.) und sie sich damit sehr gut als Frühindikatoren für die Konjunkturentwicklung in Deutschland eignen. Einen Überblick über die neuere wissenschaftliche Literatur dazu geben Abberger und Wohlrabe (2006).

Konzeption des ifo Konjunkturtests

Grundlage für den in der Öffentlichkeit viel beachteten ifo Geschäftsklimaindex sind die monatlichen Antworten der befragten Unternehmen zur Geschäftslage und zu den Geschäftserwartungen.² Die Fragen, wie die Unternehmen ihre aktuelle Geschäftslage beurteilen und wie sich die Geschäftslage in den kommenden sechs Monaten in konjunktureller Hinsicht verändern wird, sind dabei bewusst unscharf formuliert.³ Den Unternehmen wird selbst überlassen, anhand welcher Kriterien sie ihre Geschäftslage bewerten. Durch diese Art der Fragestellung wird ein hohes Maß an Flexibilität erreicht, da die Unternehmen die für sie relevanten Faktoren

¹ Die Autoren danken Josef Lachner und Hans Russ für sehr gewinnbringende fachliche Diskussionen und Anregungen sowie für deren Unterstützung bei den Pretests zu dieser Studie. Gedankt sei auch allen Unternehmen, die sich für die Pretest-Interviews zur Verfügung gestellt und damit wichtige Hinweise für die Untersuchung gegeben haben. Weiterhin bedanken sich die Autoren bei allen Konjunkturtestteilnehmern, die sich neben der monatlichen Teilnahme an den ifo-Befragungen auch noch zusätzlich die Zeit genommen haben, an der Sonderumfrage teilzunehmen.

² Konkret wird das ifo Geschäftsklima nach der Formel $[(GL + 200)(GE + 200)]^{1/2} - 200$ ermittelt, wobei GL den Saldo aus den positiven und negativen Meldungen zur aktuellen Geschäftslage bezeichnet und GE den Saldo aus den positiven und negativen Meldungen zu den Geschäftsaussichten in den nächsten sechs Monaten. Zur Vermeidung negativer Werte in der Wurzel werden die Variablen GL und GE jeweils um die Konstante 200 erhöht. Durch die geometrische Mittelung werden die Schwankungen des ifo Geschäftsklimas bei Extremwerten im Vergleich zu einer arithmetischen Mittelung leicht gedämpft.

³ Zur Motivation des Geschäftsklimaindikatoren vgl. Strigel (1985).

wählen können. Es ist zu vermuten, dass die Bestimmungsgründe wohl auch zwischen Wirtschaftssektoren und Branchen variieren. So dürfte die Geschäftslage in einem Industrieunternehmen anders bestimmt werden als etwa in einem Einzelhandelsunternehmen. Durch die Flexibilität der Fragestellungen lassen sich die Antworten der Befragungsteilnehmer über verschiedenste Wirtschaftsbereiche hinweg zu einem Gesamtindikator zusammenfügen. Neben den bewusst flexibel gehaltenen Fragen zu der Geschäftslage und den Geschäftserwartungen werden im ifo Konjunkturtest konkrete Fragen zu konjunkturrelevanten Sachverhalten gestellt, etwa zur Produktion, zur Auftragslage, zum Umsatz, zur Preisentwicklung und zur Beschäftigungssituation.

Charakteristisch für die Fragestellungen im ifo Konjunkturtest ist, dass in der Regel Tendenzen abgefragt werden. Zum Antworten steht den Befragungsteilnehmern üblicherweise eine Dreierskala (gut, mittel, schlecht) zur Verfügung.⁴ Durch diese Vorgehensweise können die teilnehmenden Firmen bereits frühzeitig befragt werden. Es muss nicht abgewartet werden, bis die Unternehmen genaue zahlenmäßige Angaben, etwa über ihre Umsätze in einem Monat, vorliegen haben. Eine kategoriale Einschätzung über den aktuellen Geschäftsverlauf oder die Umsatzentwicklung können die Befragungsteilnehmer in der Regel sehr frühzeitig abgeben. Die Ergebnisse des ifo Konjunkturtests stehen daher bereits am Ende des jeweiligen Erhebungsmonats zu Verfügung.

Bei der Beantwortung der Fragen werden die Unternehmen zudem gebeten, Saisoneffekte auszuschalten.⁵ Auch zu diesem Punkt gilt es zu untersuchen, ob, und wenn ja, welche Vergleichsgrößen von den Firmen herangezogen werden.

Die Zuverlässigkeit der Ergebnisse hängt von Position und Funktion der ausfüllenden Person ab (vgl. Tomaskovic-Devey, Leiter und Thompson 1994). Um eine möglichst gute Einschätzung über das Unternehmen treffen zu können, sollte der Beantworter zeitnah über viel Information verfügen. Dies trifft üblicherweise für Personen in höheren Positionen, z.B. Geschäftsführer oder Vorstandsmitglieder, im Unternehmen zu.

Hintergrund, Zielsetzung und Konzeption der Metaumfrage

Welche Einflussgrößen bestimmen die abgegebenen Urteile der Unternehmen zur aktuellen Geschäftslage? Sind Um-

⁴ Welche Schwellenwerte über- bzw. unterschritten werden müssen, um die entsprechende Kategorie zu wählen, war jedoch nicht Teil dieser Untersuchung. Stangl (2009) führte im Rahmen des Ifo World Economic Survey eine Studie über die Schwellenwerte durch, nähere Informationen findet man dort.

⁵ Die aggregierten Ergebnisse weisen allerdings dennoch saisonale Effekte auf, die mit Hilfe des ASA-II-Verfahrens bereinigt werden.

satz und die Entwicklung der Bestelleingänge wichtig oder auch die Ertragslage oder die Lagerbestände? Sind dieselben Faktoren auch bei in die Zukunft gerichteten Fragestellungen wie den Geschäftserwartungen für die nächsten sechs Monate wichtig, oder kommen andere Punkte hinzu?

Das ifo Institut hat zur Klärung derartiger Fragen sowie zur allgemeinen methodischen Weiterentwicklung des Konjunkturtests im Frühjahr 2009 eine schriftliche Sonderumfrage durchgeführt. Es handelt sich hierbei um eine Metaumfrage, bei der die Teilnehmer zu jeder der monatlich im regulären ifo Konjunkturtest gestellten Fragen Auskünfte geben sollten über die Faktoren, die bei der Beantwortung der jeweiligen Frage eine Rolle spielen. Durchgeführt wurde die Umfrage unter den Konjunkturtestteilnehmern des Groß- und Einzelhandels sowie im Kfz-Handel. Sie schließt sich an vergleichbare Sonderbefragungen in den Berichtskreisen verarbeitendes Gewerbe und Bauhauptgewerbe an, die erstmals Ende der siebziger Jahre durchgeführt wurden.

Ergebnisse der Sonderumfrage »Test des Tests« im Handel

In diesem Artikel werden einige Ergebnisse der beschriebenen Sonderbefragung vorgestellt. Der Fokus liegt auf den Resultaten für die Fragen zur »Geschäftslage« und den »Geschäftserwartungen«. Außerdem wird auf Faktoren zur Eliminierung von Saisonschwankungen sowie die personelle Struktur des Teilnehmerkreises eingegangen. Mit 86,5% (1 269 Meldungen) erreichte diese Umfrage eine hohe Rücklaufquote. Im Laufe der nächsten Jahre soll diese Sonderumfrage nach und nach auch in den übrigen Berichtskreisen des ifo Konjunkturtests wiederholt werden.

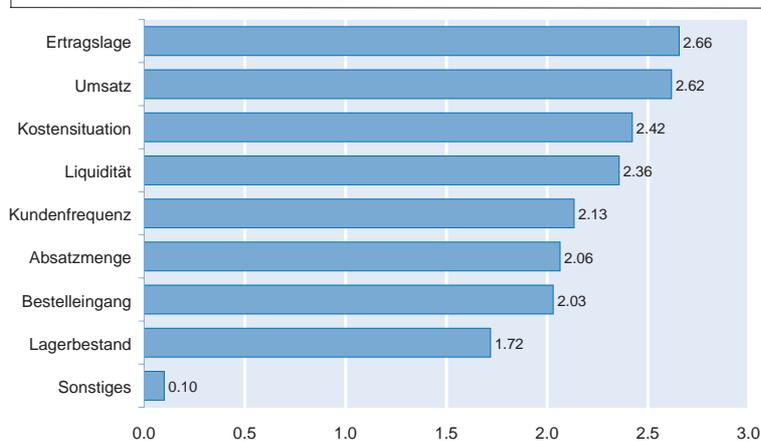
Einflussfaktoren zur Beurteilung der Geschäftslage

Im Rahmen der Sonderumfrage sollten die Unternehmen bezüglich der Beurteilung der Geschäftslage zu allen vorgegebenen Faktoren⁶ eine Bewertung von »sehr bedeutend« bis »unbedeutend« abgeben. Für jeden Faktor wurde aus den Antworten ein arithmetisches Mittel berechnet⁷, um dessen Bedeutung zu quantifizieren. Abbildung 1 zeigt die durchschnittliche Bedeutung der Faktoren zur Beurteilung der Geschäftslage. Die beiden wichtigsten Faktoren stellen Ertragslage und Umsatz dar. Vogler (1977) konnte in einer früheren Untersuchung bereits zeigen, dass

⁶ Die Faktoren lauten: Umsatz, Absatzmenge, Lagerbestand, Bestelleingang, Kundenfrequenz, Ertragslage, Kostensituation, Liquidität und Sonstiges.

⁷ Dabei wurde wie folgt gewichtet: sehr bedeutend = 3, bedeutend = 2, weniger bedeutend = 1 und unbedeutend = 0.

Abb. 1
Durchschnittliche Bedeutung der Faktoren zur Beurteilung der Geschäftslage



Quelle: Sonderumfrage "Test des Tests Handel" des ifo Instituts.

Urteile zur Geschäftslage als guter Indikator für die Ertragslage der Unternehmen im verarbeitenden Gewerbe gelten können.

Die Plätze 3 und 4 belegen die Punkte *Kostensituation* und *Liquidität*. Diese Faktoren spiegeln den finanziellen Hintergrund des Unternehmens wider. Aufgrund der aktuellen Finanzmarktkrise und der Diskussionen um eine Kreditklemme ist die Liquidität verstärkt im Fokus. Möglicherweise variiert die Beachtung dieses Faktors jedoch über die Konjunkturphasen. Bezogen auf die verschiedenen Unternehmensgrößenklassen zeigen die Ergebnisse in Tabelle 1, dass es hinsichtlich der Faktoren *Kostensituation* und *Liquidität* keine wesentlichen Bewertungsunterschiede gibt.

Die Bedeutung der *Kundenfrequenz* variiert dagegen stark nach Größenklassen⁸ bzw. nach Branchen. Gerade für den Einzel- und Kfz-Handel ist dieser Aspekt wesentlich bedeutsamer als im Großhandel. Ein ähnliches Bild zeigt sich bei einem Vergleich nach Größenklassen: Mit steigender Unternehmensgröße nimmt die Bedeu-

tung des Faktors Kundenfrequenz ab. Die Anzahl der Kunden im Geschäft scheint für die kleineren Unternehmen in stärkerem Zusammenhang mit der Bewertung der momentanen Geschäftssituation zu stehen, als dies bei den größeren Firmen der Fall ist.

Auch bei dem Punkt *Absatzmenge* ergibt sich ein differenziertes Bild nach den verschiedenen Branchen: Im Kfz-Handel ist dieser Faktor erheblich wichtiger als im Groß- bzw. Einzelhandel. Ein ähnliches Muster ergibt sich für den Faktor *Bestelleingang*: Während dieser im Einzelhandel eine untergeordnete Rolle spielt, ist er für den Groß- und Kfz-Handel von größerer Bedeutung. Differenziert nach Größenklas-

sen zeigt sich eine wachsende Bedeutung dieses Faktors mit zunehmender Unternehmensgröße. Den geringsten Einfluss der aufgeführten Faktoren auf die Frage nach der momentanen Geschäftslage, unabhängig von Größe und Branche, besitzt der Lagerbestand, wobei seine Bedeutung mit steigender Unternehmensgröße leicht zunimmt. Zudem hat der Lagerbestand als Einflussfaktor bei der Beurteilung der Geschäftslage im Kfz-Handel eine deutliche höhere Bedeutung als im Groß- und Einzelhandel.

Dem Punkt Sonstiges wurden nur eine verschwindend geringe Bedeutung beigemessen, unabhängig von Größenklasse und Branche. Da sich die wenigen Nennungen darüber hinaus nicht zu einem Begriff zusammenfassen lassen, hat die Auswahl der Antwortkategorien die tatsächlichen Faktoren sehr gut abgedeckt.

⁸ Die Einstufung der Unternehmensgröße wurde anhand des Gesamtumsatzes im vorangegangenen Geschäftsjahr ermittelt. Kleine Unternehmen erzielen definitionsgemäß einen Umsatz bis 2,5 Mill. €, mittlere zwischen 2,5 und 12,5 Mill. € und große über 12,5 Mill. €.

Tab.1
Bedeutung unterschiedlicher Faktoren bei der Beurteilung der Geschäftslage
Arithmetische Mittel aus den Bewertungen »sehr bedeutend« (3) bis »unbedeutend« (0)

	gesamt	Kfz-Handel	Großhandel	Einzelhandel	klein	mittel	groß
Ertragslage	2,65	2,73	2,67	2,62	2,61	2,68	2,67
Umsatz	2,62	2,45	2,55	2,73	2,67	2,62	2,56
Kostensituation	2,42	2,52	2,40	2,43	2,37	2,45	2,44
Liquidität	2,36	2,50	2,36	2,32	2,33	2,42	2,33
Kundenfrequenz	2,13	2,39	1,83	2,44	2,31	2,18	1,93
Absatzmenge	2,06	2,35	2,08	1,98	2,00	2,00	2,19
Bestelleingang	2,03	2,29	2,23	1,72	1,86	2,07	2,15
Lagerbestand	1,72	1,86	1,70	1,71	1,67	1,72	1,77
Sonstiges	0,10	0,12	0,11	0,10	0,12	0,09	0,10

Quelle: Sonderumfrage »Test des Tests Handel« des ifo Instituts.

Vergleichsmaßstäbe und Saisonschwankungen

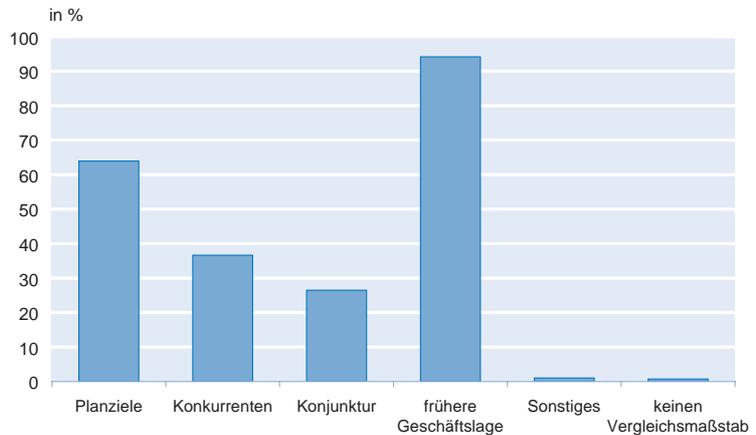
Die Einstufung der Geschäftslage in »gut«, »befriedigend« oder »schlecht« impliziert, dass die Teilnehmer die aktuelle Lage in Relation setzen. Aus diesem Grund wurde gefragt, ob die Unternehmen bei der Beurteilung der Geschäftslage Vergleichsmaßstäbe verwenden und wenn ja, welche diese sind. Abbildung 2a zeigt, dass der überwiegende Teil der Testteilnehmer einen Zeitvergleich zur Bewertung heranzieht. 94% verwenden dazu eine frühere Geschäftslage, 64% setzen die aktuelle Lage in Relation zu Planzielen. Vergleiche mit Konkurrenten in der Branche bzw. mit der allgemeinen Konjunkturlage werden weitaus seltener bemüht (37 bzw. 26%). Nur ein sehr geringer Teil der Unternehmen verwendet andere Maßstäbe oder legt keinen Vergleichsmaßstab zugrunde (jeweils 1%). Allerdings konzentrieren sich nur wenige Firmen auf ausschließlich ein Kriterium, 82% nutzen eine Mischung aus zwei oder mehr der aufgeführten Vergleichsmaßstäbe.

Die überwiegende Mehrheit der Befragungsteilnehmer zieht zur Einschätzung der Geschäftslage Vergleiche mit früheren Geschäftssituationen heran. Um mehr über die verschiedenen zeitlichen Bezugspunkte dieses Vergleichs zu erfahren, wurde in der Befragung eine Folgefrage gestellt.

Wie Abbildung 2b erkennen lässt, zieht der größte Teil der Unternehmen (86%⁹) einen Vergleich zur Geschäftssituation im Vorjahresmonat. Gut 40% blicken auf die durchschnittliche Situation im selben Monat der vergangenen Jahre. Etwas weniger Firmen haben die Geschäftslage vom Vormonat (33%) bzw. die durchschnittliche Entwicklung der vergangenen Jahre (31%) im Auge. Vergleiche mit sehr guten bzw. sehr schlechten Geschäftsperioden werden dagegen kaum gezogen (4 bzw. 3%), 2% der Unternehmen nennen andere Kriterien. Wie auch bei der Art des Vergleichsmaßstabes verwendet der größte Teil der Firmen (68%) mehr als nur einen

⁹ Die Prozentangaben in diesem Abschnitt beziehen sich auf den Teil der Unternehmen, der in der vorangegangenen Frage »Vergleich mit einer früheren Geschäftslage« angegeben hat.

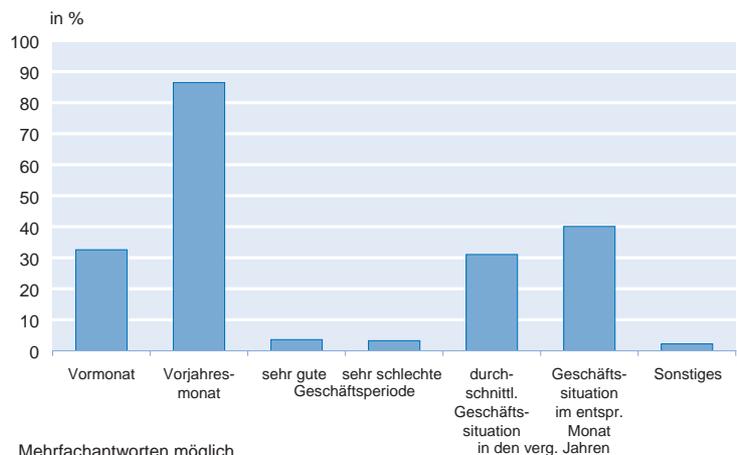
Abb. 2a
Vergleichsmaßstäbe bei der Beurteilung der aktuellen Geschäftslage



Mehrfachantworten möglich.

Quelle: Sonderumfrage "Test des Tests Handel" des ifo Instituts.

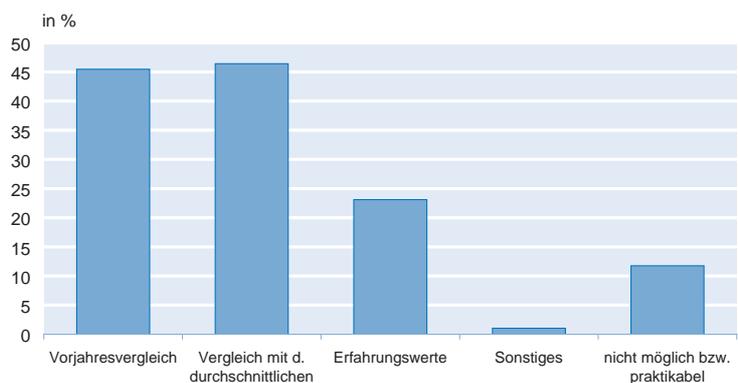
Abb. 2b
Vergleich mit früherer Geschäftslage



Mehrfachantworten möglich.

Quelle: Sonderumfrage "Test des Tests Handel" des ifo Instituts.

Abb. 2c
Ausschaltung saisonaler Schwankungen



Mehrfachantworten möglich.

Quelle: Sonderumfrage "Test des Tests Handel" des ifo Instituts.

Bezugspunkt zum Vergleich mit einer früheren Geschäftssituation.

Neben der Geschäftslage bittet das ifo Institut auch bei anderen Fragen des Konjunkturtests, wie z.B. bei den Lagerbeständen, ihre Teilnehmer, Saisonschwankungen auszublenzen. Dies geschieht in erster Linie, um den Konjunkturverlauf frei von Saisoneffekten untersuchen zu können. Um zu erfahren, wie die Unternehmen dabei vorgehen, wurde eine separate Frage dazu gestellt. In Abbildung 2c ist zu erkennen, dass knapp die Hälfte der Unternehmen einen Vorjahresvergleich (45%) bzw. einen Vergleich mit der durchschnittlichen Entwicklung in denselben Monaten der Vorjahre (46%) bemüht. 23% greifen auf Erfahrungswerte zurück, 1% wählt andere als die hier aufgeführten Kriterien. 75% der Unternehmen konzentriert sich dabei auf ausschließlich ein Kriterium. Für 12% der Firmen ist eine Ausschaltung saisonaler Schwankungen nicht möglich bzw. nicht praktikabel.

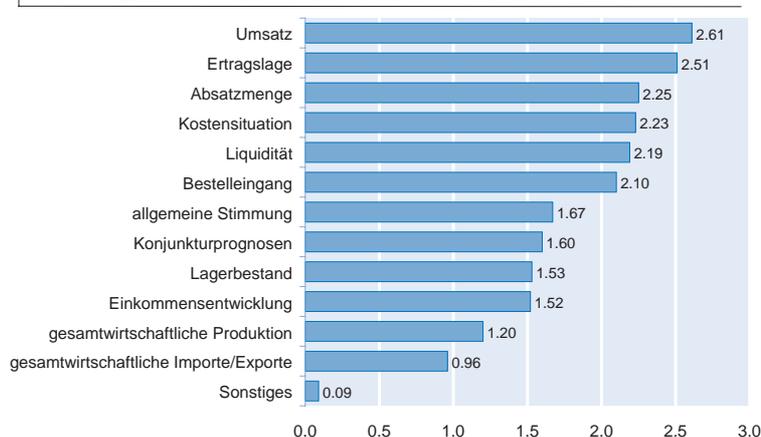
Einflussfaktoren für die Bildung der Geschäftserwartungen

Das ifo Geschäftsklima besteht aus den Teilindikatoren Geschäftslage und Geschäftserwartungen. Während bei der Frage zur Geschäftslage eine absolute Bewertung für eine bestimmte Zeitperiode erfolgt, zielt die Frage zu den Geschäftserwartungen für die nächsten sechs Monate auf eine Einschätzung der Veränderung. Als Antwortmöglichkeiten wird den Befragungsteilnehmern daher die Skala »günstiger«, »etwa gleich«, »ungünstiger« vorgegeben. Mit Hilfe der Metaumfrage soll wiederum geklärt werden, welche Einflussfaktoren die Konjunkturtestteilnehmer bei der Bildung ihrer Geschäftserwartungen berücksichtigen. Da sich bereits in den Pretests zur Metaumfrage eine größere Anzahl von möglichen Einflussgrößen als bei der Geschäftslage herauskristallisierte, ist die Liste entsprechend umfassender.¹⁰ Die Befragungsteilnehmer wurden wiederum gebeten, zu den vorgegebenen Faktoren eine Bewertung von »sehr bedeutend« bis »unbedeutend« abzugeben.

Umsatz und *Ertragslage* sind mit Abstand die wichtigsten Einflussfaktoren, wie Abbildung 3 zeigt. Damit sind die beiden Hauptfaktoren für die Geschäftserwartungen die glei-

Abb. 3

Durchschnittliche Bewertung der Faktoren für die Bildung der Geschäftserwartungen



Quelle: Sonderumfrage "Test des Tests Handel" des ifo Instituts.

chen wie für die Beurteilung der Geschäftslage. Die Unterschiede in der Bedeutung dieser beiden Faktoren nach Branchen entspricht in etwa denen zur Beurteilung der Geschäftslage, d.h., im Einzelhandel ist die Bedeutung Umsatzentwicklung dominant, wohingegen für die Kfz-Händler die Ertragslage das wichtigste Kriterium bildet. Dagegen sind im Großhandel die Umsatz- und die Ertragsprognosen nahezu gleichwertig, während bei den Kfz-Händlern die Umsatzperspektiven an dritter Stelle liegen, nach den Ertragsprognosen und den avisierten Absatzmengen. Allgemein wird der Absatzmenge bei der Bildung für Geschäftserwartungen wesentlich mehr Bedeutung zugeschrieben als zur Bewertung der momentanen Geschäftssituation.

Ähnlich wie auch bei den Faktoren zur Geschäftslage folgen bei den Geschäftserwartungen mit einem gewissen Abstand die Punkte *Kostensituation* und *Liquidität*. Insbesondere für den Kfz-Handel sind diese Faktoren zur Bildung der Geschäftserwartungen wichtiger als für den Einzel- und Großhandel. Noch deutlicher wird dies beim Bestelleingang: Dieser spielt im Kfz-Handel, wie auch im Großhandel, eine erheblich größere Rolle als im Einzelhandel. Auch nach Größenklassen ergibt sich ein differenziertes Bild. Mit steigender Unternehmensgröße gewinnt der Bestelleingang an Bedeutung.

Mit Ausnahme des Lagerbestands, der auch für die Bildung der Geschäftslageurteile von geringer Bedeutung ist, sind auf den hinteren Plätzen ausschließlich »unternehmensexterne« Faktoren zu finden, wie z.B. die *allgemeine Stimmung in der Branche/Wirtschaft*. Größere Unterschiede ergeben sich insbesondere im Hinblick auf die verschiedenen Branchen und Unternehmensgrößen. *Konjunkturprognosen* sind bei der Bildung der Geschäftserwartungen gerade für den Kfz-Handel sowie für grö-

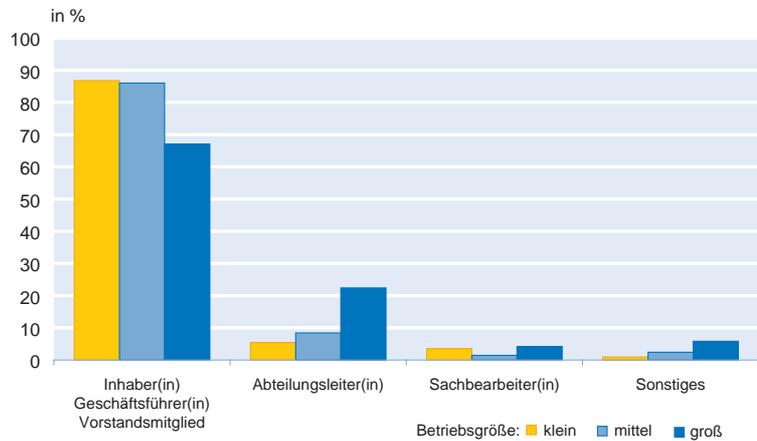
¹⁰ Die Faktoren lauten: Lagerbestand, Absatzmenge, Bestelleingang, Ertragslage, Umsatz, Kostensituation, Liquidität, Konjunkturprognosen, allgemeine Stimmung in der Branche, Einkommensentwicklung der privaten Haushalte, gesamtwirtschaftliche inländische Produktion/Investitionen, gesamtwirtschaftliche Importe/Exporte und Sonstiges.

Bere Firmen etwas bedeutsamer. Auch bei der *Einkommensentwicklung der privaten Haushalte* zeigen sich deutliche Konturen: Während dieser Punkt für die Großhändler von untergeordnetem Interesse ist, spielt er für die Kfz-Händler und insbesondere die Einzelhändler eine größere Rolle. Auch kleinere Unternehmen sehen diesen Punkt für wichtiger an als größere Firmen. Die *gesamtwirtschaftliche Produktion* besitzt im Kfz-Handel, im Vergleich zu den anderen beiden Handelsbranchen, ein höheres Gewicht bei der Bildung der Geschäftserwartungen. Den *gesamtwirtschaftlichen Importen und Exporten* wird, unabhängig von Größe und Branche des Unternehmens, die geringste Bedeutung beigemessen.

Die geringe Bedeutung nicht genannter Faktoren unter *Sonstiges* zeigt, dass die Auswahl der Antwortkategorien nahezu alle wichtigen Einflussfaktoren auf die Bildung von Geschäftserwartungen abgedeckt hat. Lediglich ein kleiner Teil der Firmen (14 Unternehmen) nannte an dieser Stelle vom Staat beeinflussbare Faktoren wie z.B. Bürokratie oder gesetzliche Regelungen.

Insgesamt zeigen die Resultate der Metaumfrage, dass die Befragungsteilnehmer ihre Urteile überwiegend auf der Grundlage von Faktoren bilden, die direkt in ihren Unternehmen greifbar sind. Allgemeine Urteile oder »Stimmungen« spielen nach Angaben der Befragungsteilnehmer bei ihren Bewertungen eine untergeordnete Rolle.

Abb. 4
Angaben zur ausfüllenden Person



Mehrfachantworten möglich.

Quelle: Sonderumfrage "Test des Tests Handel" des ifo Instituts.

Zusammensetzung des Teilnehmerkreises

Im ifo Konjunkturtest werden von den Befragungsteilnehmern Einschätzungen zur derzeitigen Situation, aber auch Erwartungen und Pläne abgefragt. Diese Angaben sollten von Personen kommen, die möglichst hoch in der Unternehmenshierarchie angesiedelt sind. Daher wurden in der Metaumfrage auch Angaben zur (ausfüllenden) Person erbeten. Wie Abbildung 4 zeigt, gehören die Personen, die den monatlichen ifo Konjunkturtest ausfüllen, überwiegend zur obersten Führungsebene des Unternehmens. Lediglich bei größeren Unternehmen wird der Fragebogen etwas häufiger von Abteilungsleitern beantwortet.

Tab. 2
Bedeutung unterschiedlicher Faktoren bei der Bildung der Geschäftserwartungen
Arithmetische Mittel aus den Bewertungen »sehr bedeutend« (3) bis »unbedeutend« (0)

	gesamt	Kfz-Handel	Großhandel	Einzelhandel	klein	mittel	groß
Umsatz	2,61	2,43	2,56	2,71	2,64	2,65	2,55
Ertragslage	2,51	2,60	2,51	2,48	2,43	2,54	2,55
Absatzmenge	2,25	2,55	2,26	2,17	2,20	2,24	2,30
Kostensituation	2,23	2,29	2,19	2,25	2,18	2,22	2,27
Liquidität	2,19	2,34	2,15	2,20	2,23	2,21	2,13
Bestelleingang	2,10	2,36	2,34	1,73	1,92	2,15	2,22
Allgemeine Stimmung	1,67	1,74	1,66	1,67	1,65	1,67	1,69
Konjunkturprognosen	1,60	1,76	1,62	1,55	1,54	1,60	1,68
Lagerbestand	1,53	1,70	1,48	1,56	1,54	1,52	1,54
Einkommensentwicklung der privaten Haushalte	1,52	1,59	1,22	1,86	1,75	1,49	1,33
Gesamtwirtschaftliche Produktion	1,20	1,39	1,24	1,13	1,16	1,27	1,19
Gesamtwirtschaftliche Importe/Exporte	0,96	1,03	1,07	0,81	0,85	1,01	1,01
Sonstiges	0,09	0,07	0,08	0,11	0,09	0,10	0,08

Quelle: Sonderumfrage »Test des Tests Handel« des ifo Instituts.

Dieses Ergebnis zeigt, dass eine wichtige Voraussetzung für zuverlässige Konjunkturtest-Meldungen erfüllt ist: Es lässt sich annehmen, dass den betreffenden Personen zur Beantwortung des Fragebogens die notwendigen Informationen zur aktuellen Lage des Unternehmens zu Verfügung stehen. Gleiches gilt für die Einschätzung der zukünftigen Geschäftssituation.

Fazit

Das ifo Geschäftsklima ist ein Konjunkturindikator, der aus den Ergebnissen der monatlichen Unternehmensbefragungen des ifo Instituts berechnet wird. Die Antworten zu zwei Fragen gehen in diesen Indikator ein: die Bewertung der aktuellen Geschäftslage sowie die Erwartung hinsichtlich der Geschäftsentwicklung in den kommenden sechs Monaten. Die Interpretation, was unter Geschäftslage und Geschäftsentwicklung zu verstehen ist, wird dabei bewusst den Befragungsteilnehmern überlassen.

Die Ergebnisse der Sonderumfrage »Test des Tests« im Handel zeigen, dass die Unternehmen in Abhängigkeit von Branche und Größe unterschiedliche Bewertungskriterien für die Beantwortung der Fragen zur Geschäftslage und zu den Geschäftserwartungen zugrunde legen. Die Flexibilität dieser beiden Fragen ist ein entschiedener Vorteil des ifo Konjunkturtests, da mit ihr eine große Anzahl verschiedener Faktoren abgedeckt und dadurch eine Anpassung an die verschiedenen Branchenbedürfnisse ermöglicht wird. Die Ergebnisse lassen sich schließlich ohne Probleme zu einem Gesamtindikator für die gewerbliche Wirtschaft zusammenfügen.

Das ifo Geschäftsklima und seine beiden Teilindikatoren Geschäftslage und Geschäftserwartungen werden im Handel zu einem beträchtlichen Teil durch zwei Faktoren bestimmt. Zum einen ist eine Nachfragekomponente, gemessen am Umsatz oder der Absatzmenge der Unternehmen, enthalten.¹¹ Zum anderen spielt die Ertragssituation der Unternehmen eine gewichtige Rolle. Wie sind diese beiden treibenden Faktoren vor dem Hintergrund zu bewerten, dass das ifo Geschäftsklima ein Konjunkturindikator ist?

Die Nachfrage ist im Handel ein direkter Ausdruck der Konjunkturentwicklung. Dieser Einflussfaktor repräsentiert somit unmittelbar die Konjunktur im Handel. Die Ertragssituation wird in der Indikatorenforschung traditionell als vorkonjunkturindikator klassifiziert (vgl. etwa Lahiri und Moore 1991). Beeinflusst wird die Ertragssituation

wiederum von der Nachfrage. Zusätzlich spielt aber auch die Absatzpreis-Kosten-Relation eine Rolle. Ein gängiges Muster in der Indikatorenforschung (vgl. Zarnowitz 1992, 42) ist, dass die Kostenseite unter anderem von der Arbeitsmarktsituation und der (gesamtwirtschaftlichen) Kapazitätsauslastung beeinflusst wird. So würden etwa in der Spätphase eines Aufschwungs die Kosten dazu tendieren, schneller zu steigen als die Absatzpreise. Die Folge ist, dass Profitmargen, bzw. die Erwartungen darüber, schrumpfen und begannen wird, Investitionsplanungen einzufrieren oder zu kürzen, noch bevor die Nachfrage sinkt. Umgekehrt ist ein typisches Bild, dass Unternehmen in der Spätphase eines Abschwungs ihre Ertragssituation über die Kosten stabilisieren können und sie so bei besseren Absatzerwartungen wieder Spielräume für Investitionen wahrnehmen.

Obwohl empirische Analysen für die Ertragssituation als Frühindikator sprechen, wird sie in Konjunkturindikatoren in der Regel nicht explizit berücksichtigt, da sie schwer messbar ist. So schreibt Zarnowitz (1992, 321): »Important studies of business cycles ascribe a major role to profits; also, there is evidence of a strong tendency for total corporate profits to lead. But few concepts are more difficult to measure than profits in a true economic sense.« Fragt man Unternehmen nach ihrer Geschäftssituation, so spielt die Ertragslage jedoch eine wichtige Rolle bei der Einschätzung. Die Mischung der Einflussfaktoren Nachfrage und Ertragssituation dürfte ein Grund dafür sein, dass das ifo Geschäftsklima ein sehr sensibler Frühindikator für die Konjunkturentwicklung ist.

Insgesamt bestätigen die Ergebnisse der Metaumfrage »Test des Test« im Handel, dass das ifo Geschäftsklima ein geeigneter Konjunkturindikator für die Entwicklung im Handel ist. Er berücksichtigt sowohl die Nachfrage- als auch die Ertragsentwicklung bei den Handelsunternehmen. Zudem zeigen die Angaben in der Metaumfrage, dass der monatliche ifo Konjunkturtest überwiegend von Personen, die an der Spitze der Unternehmen angesiedelt sind, beantwortet wird.

Literatur

- Abberger, K. (2006), »ifo Geschäftsklima und Produktionsindex im verarbeitenden Gewerbe«, *ifo Schnelldienst* 59(21), 42–45.
 Abberger, K. und W. Nierhaus (2007), »Das ifo Geschäftsklima: Ein zuverlässiger Frühindikator der Konjunktur«, *ifo Schnelldienst* 60(5), 25–30.
 Abberger, K. und W. Nierhaus (2008), »Die ifo Kapazitätsauslastung – ein gleichlaufender Indikator der deutschen Industriekonjunktur«, *ifo Schnelldienst* 61(16), 15–23.
 Abberger, K. und K. Wohlrabe (2006), »Einige Prognoseeigenschaften des ifo Geschäftsklimas – ein Überblick über die neuere wissenschaftliche Literatur«, *ifo Schnelldienst* 59(22), 19–26.
 Lahiri, K. und G.H. Moore (1991), *Leading Economic Indicators*, Cambridge University Press, Cambridge.
 Stangl, A. (2009), *Essays on the Measurement of Economic Expectations*, Inaugural-Dissertation, Ludwig-Maximilians-Universität München.

¹¹ Es lässt sich vermuten, dass in anderen Wirtschaftsbereichen, wie etwa dem verarbeitenden Gewerbe oder dem Bauhauptgewerbe, die Produktion als ein gewichtiger Einflussfaktor im ifo Geschäftsklima enthalten ist.

- Strigel, W.H. (1985), »Das Geschäftsklima als Konjunkturindikator – eine Retrospektive«, *ifo-Studien* 31(1), 29–68.
- Tomaskovic-Devey, D., J. Leiter und S. Thompson (1994), »Organizational Survey Nonresponse«, *Administrative Science Quarterly* 39, 439–457.
- Vogler, K.A. (1977), »Die Geschäftslage als Ertrags- und Nachfrageindikator«, *ifo Schnelldienst* 30(15), 7–14.
- Zarnowitz, V. (1992), *Business Cycles, Theory, History, Indicators, and Forecasting*, The University of Chicago Press, Chicago.
- Zimmermann, K.F. (1990), »Der Ifo-Konjunkturtest in der arbeits- und industrieökonomischen Forschung«, *ifo-Studien* 36(1), 1–16.

Kapitel 5

ifo World Economic Survey

Derzeit befindet sich die Weltwirtschaft in einer globalen Rezession, die keinen Wirtschaftsraum unbeeinflusst lässt. Diese Situation zeigt, dass neben Konjunkturindikatoren für einzelne Länder auch Konjunkturindikatoren für länderübergreifende Regionen und ebenfalls Instrumente für die Beobachtung der globalen Konjunktur eine wichtige Rolle einnehmen. Der vorliegende Artikel legt dar, welche Instrumente für eine Konjunkturbeobachtung auf globaler Ebene vorhanden und geeignet sind. Eine Auswahl der wichtigsten Indikatoren wird vorgestellt, und ihre jeweiligen Eigenschaften werden verglichen. Die durchgeführten Berechnungen zeigen, dass ein Monitoring-System für die globale Konjunktur im Kern aus vier Zeitreihen bestehen sollte: dem Composite Leading Indicator, dem Business Confidence Indicator und der internationalen Industrieproduktion, alle drei veröffentlicht durch die OECD, sowie dem durch das ifo Institut veröffentlichten ifo Weltwirtschaftsklima. Eine besondere Stärke des ifo Weltwirtschaftsklimas ist, dass es im Gegensatz zu quantitativen Zeitreihen der amtlichen Statistik im weiteren Zeitablauf nicht mehr revidiert wird. Das ifo Weltwirtschaftsklima ist daher ein Indikator, der sehr zeitnah und zuverlässig Hinweise über die Entwicklung des globalen Wachstumszyklus liefert.

Vor wenigen Monaten tobte unter Ökonomen noch eine heftige Diskussion: »Decoupling« oder »recoupling« waren die Schlagwörter, mit denen die gegensätzlichen Standpunkte belegt wurden. Im Kern der Debatte ging es um die Frage, ob es einen einheitlichen globalen Konjunkturzyklus gibt oder ob sich Länder und Regionen von der Entwicklung in anderen Teilen der Welt abkoppeln können. Konkret wurde diskutiert: Benötigt die Welt den US-Konsumenten als Konjunkturlokomotive, oder können andere Regionen der Welt die Rezession in Nordamerika ausgleichen? Derzeit scheint die Antwort klar zu sein: Wir durchleben eine globale Rezession, die kaum einen Winkel dieser Erde unberührt lässt. Diese Situation zeigt, dass nicht nur Konjunkturindikatoren für einzelne Länder wichtig für die Analyse der Wirtschaft sind, sondern auch Konjunkturindikatoren für länderübergreifende Regionen und Instrumente für die Beobachtung der globalen Konjunktur eine wesentliche Rolle einnehmen. Sie helfen derzeit auch auf der Suche nach neuen – großen oder kleinen – Motoren für die Weltkonjunktur. Können die BRIC-Staaten (Brasilien, Russland, Indien und China) der Weltwirtschaft einen Anstoß geben? Gibt es ein »redcoupling«, nachdem alle Länder gemeinsam – oder nacheinander – in die Krise geschlittert sind?

Vom aktuellen Geschehen abgesehen, befasst sich die wissenschaftliche Literatur aber schon länger mit der möglichen Syn-

chronisierung nationaler Konjunkturzyklen zu einem globalen Konjunkturzyklus. Frühere Arbeiten zu diesem Themenkreis sind etwa Dellas (1986) und Gerlach (1988). Jüngeren Datums sind Arbeiten von Kose et al. (2008) oder Ambler et al. (2004). Es soll hier aber bei der Erwähnung dieser Werke bleiben. Einen umfassenden Überblick über die wissenschaftliche Literatur strebt dieser Aufsatz nicht an. Der vorliegende Artikel soll den Instrumentenkasten öffnen und die Werkzeuge darlegen, die für eine Konjunkturbeobachtung auf globaler Ebene vorhanden und geeignet sind. Eine Auswahl der wichtigsten Indikatoren wird vorgestellt, und ihre Eigenschaften werden verglichen.

Überblick über die Indikatoren

Welche Indikatoren existieren, um sich zeitnah einen zuverlässigen Eindruck über den Stand im globalen Konjunkturzyklus zu verschaffen? Im Folgenden sollen einige der wichtigsten Indikatoren vorgestellt werden. Dabei beschränkt sich die Diskussion auf eine Auswahl von Indikatoren, welche die aus Sicht der Autoren besten Instrumente enthält. Um zu dieser Auswahl zu gelangen, wurde eine Vielzahl an Kandidaten untersucht. Obwohl es objektive Kriterien zur Beurteilung und Auswahl von Indikatoren gibt, ist die letztendliche Auswahl auch subjektiv beeinflusst.

Zur Beurteilung von Konjunkturindikatoren gibt es einige Kriterien, die herangezogen werden können. So sollte man von einem Indikator verlangen, dass er:

- möglichst zeitnah vorliegt,
- nach seiner Publikation im Nachhinein keinen größeren Revisionen unterliegt,
- einen Vor- oder Gleichlauf vor der zu beurteilenden Zielgröße besitzt; das bedeutet, er sollte frühzeitig Signale über den kommenden Konjunkturverlauf geben,
- eine stabile zeitliche Beziehung besitzt, so dass relativ sicher abgeschätzt werden kann, wie frühzeitig das Signal des Indikators erfolgt,
- ein möglichst deutliches Konjunktursignal enthält; das bedeutet, nicht interessierende kurzfristige Schwankungen in der Zeitreihe sollten das eigentlich interessierende konjunkturelle Signal möglichst wenig überdecken.

Damit überhaupt eine zeitnahe Konjunkturabschätzung möglich ist, sollte der Indikator zudem in nicht zu großen Zeitabständen gemessen werden. Daher haben sich für die vorliegende Auswahl nur Zeitreihen qualifiziert, die vierteljährlich oder in noch kürzeren Zeitabständen vorliegen. Mit Quartalsdaten lassen sich Wendepunkte noch ausreichend zeitnah erkennen. Jährliche Daten implizieren dagegen einen beträchtlichen Zeitverlust und sind daher nur eingeschränkt für die Konjunkturanalyse verwendbar.

Die im Folgenden betrachteten Indikatoren lassen sich ihrem Wesen nach in drei Kategorien einteilen:

1. Daten, die üblicherweise von der amtlichen Statistik erfasst und berechnet werden

Dazu gehören quantitative Reihen wie die Industrieproduktion. Aus den volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen der Nationalstaaten werden Bruttoinlandsprodukte für Regionen erstellt. Eine Quelle für diese internationalen Daten ist die Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung¹ (OECD). Zu ihren Aufgaben zählt es, international vergleichbare Statistiken zu sammeln und zu erstellen. Die OECD veröffentlicht zahlreiche Daten und Indikatoren zu wirtschaftlichen Entwicklungen in ihren Mitgliedsländern² und darüber hinaus. Neben verschiedenen Frühindikatoren publiziert sie monatliche Zahlen zur Industrieproduktion sowie vierteljährliche Zahlen zum Bruttoinlandsprodukt für einzelne Länder und für Ländergruppen.

¹ Die Homepage der Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD) ist erreichbar unter: www.oecd.org.

² Die Mitgliedsländer der OECD sind derzeit: Dänemark, Deutschland, Finnland, Frankreich, Griechenland, Irland, Island, Italien, Japan, Kanada, Korea, Luxemburg, Mexiko, Neuseeland, Niederlande, Norwegen, Österreich, Polen, Portugal, Schweden, Schweiz, Slowakische Republik, Spanien, Tschechische Republik, Türkei, Ungarn, Vereinigtes Königreich, Vereinigte Staaten. Weitere Länder sind zu Beitrittsgesprächen eingeladen, bzw. es besteht ein Angebot zu vertiefter Zusammenarbeit.

Für die Berechnung dieser Daten wird auf die offiziellen Zahlen in den Mitgliedsländern zurückgegriffen. Da sowohl die beschriebenen BIP-Daten als auch die Industrieproduktion auf Daten der nationalen statistischen Ämter beruhen, werden sie im Weiteren nicht nur als Indikatoren für die globale Wirtschaftsentwicklung betrachtet, sondern dienen auch als Referenzzeitreihen zur Beurteilung der übrigen Indikatoren.

2. Indikatoren, basierend auf internationalen Befragungen von Experten oder von Unternehmen

Zu dieser Gruppe zählen etwa die Einkaufsmanagerbefragungen³, die in verschiedenen Ländern bei Unternehmen durchgeführt werden. Eine große internationale Expertenbefragung wird vom ifo Institut durchgeführt. Die Ergebnisse dieser Befragung münden in das ifo Weltwirtschaftsklima, das vierteljährlich veröffentlicht wird.⁴ Nationale Umfrageergebnisse fließen auch in so genannte zusammengesetzte Indikatoren ein, die aus einer Vielzahl von Einzelzeitreihen konstruiert werden. Für diese Art von Indikatoren werden häufig sowohl Daten der nationalen statistischen Ämter als auch Umfragedaten einbezogen. Eine Quelle für zusammengesetzte Indikatoren ist wiederum die OECD, die vorlaufende und gleichlaufende Indikatoren für die Konjunkturentwicklung in verschiedenen Ländergruppen veröffentlicht.

3. Preis- oder Volumenzeitreihen

Man kann auch über Preisbewegungen auf die Konjunkturentwicklung schließen. Abgesehen von Preisen für verschiedene Rohstoffe bzw. Bündel von Rohstoffen, ist der Baltic Dry Index, ein Indikator, der aus den Frachtraten für das Verschiffen von Hauptfrachtgütern (hauptsächlich Kohle, Eisenerz und Getreide) auf Standardrouten beruht, ein prominenter Indikator. Neben Preisen für den Transport kann das Transportvolumen selbst ein interessanter Indikator sein. So veröffentlicht etwa die Association of European Airlines monatlich Angaben zur beförderten Fracht in Tonnen-Kilometern.⁵ Nicht ganz so gängig ist die Verwendung von beförderten Rohstoffmengen oder erzeugten Vorprodukten als Indikatoren. In der Regel wird davon ausgegangen, dass die Preise von solchen Gütern schneller reagieren als die Mengen bzw. dass die Preise die Knappheit der Güter ausdrückt. Dennoch können aber auch Produktionsmengen gerade in globaler Hinsicht zu interessanten Einsichten führen. Ein Indikator, der Informationen über die globale Konjunkturentwicklung liefern kann, ist die globale Stahlproduk-

³ Ein globaler Einkaufsmanagerindex wird von Markit Economics veröffentlicht <http://www.markit.com>.

⁴ Für weitere Informationen siehe <http://www.cesifo-group.de/wes>.

⁵ <http://www.aea.be/>. Nach Angaben der Association wurde durch die Mitgliedsunternehmen im Juni 2009 über 20% weniger Fracht in Tonnen-Kilometern befördert als im Vorjahresmonat.

tion. Im Hinblick auf sich entwickelnde und aufstrebende Volkswirtschaften kann diese Größe möglicherweise zu einem Erkenntnisgewinn führen.

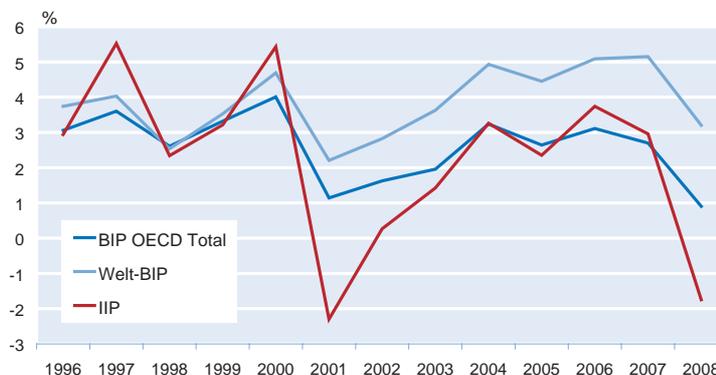
Die Referenzreihen für die globale Konjunktorentwicklung

Als Referenzzeitreihen für die globale Konjunktorentwicklung werden drei Zeitreihen in Betracht gezogen: die Industrieproduktion und das Bruttoinlandsprodukt der OECD für das Aggregat aller OECD-Mitgliedstaaten – im Textverlauf als OECD Total bezeichnet – sowie das globale Bruttoinlandsprodukt des IWF. Letzteres wird jedoch nur zu Vergleichszwecken betrachtet, da der IWF ausschließlich jährliche Zahlen veröffentlicht. Im Folgenden werden diese Zeitreihen kurz vorgestellt und diskutiert.

Die **Industrieproduktion** wird von der OECD monatlich unter anderem für das Aggregat OECD Total, welches alle Mitgliedsländer der OECD mit Ausnahme von Island beinhaltet, in den OECD Main Economic Indicators veröffentlicht. Dabei werden die Bereiche Bergbau, Verarbeitendes Gewerbe sowie Elektrizitäts-, Gas- und Wassererzeugung abgedeckt. Die Industrieproduktion wird derzeit als Index mit dem Referenzwert 100 im Referenzjahr 2005 veröffentlicht. Auf nationaler Ebene geht der Indexbildung ein mehrstufiger Aggregationsprozess voraus: Zunächst werden Partialindices für Teilgruppen der Industrieklassifikation gebildet, die anschließend zusammengefasst werden. Die Aggregation von Daten auf Branchen- oder Produktniveau erfolgt mit dem relativen Anteil der Branchen oder Produkte an der Wertschöpfung der Industrie im Basisjahr. Die Saisonbereinigung des Index erfolgt mit X12-ARIMA und Tramo-Seats. Regionale Indikatoren werden durch Gewichtung der nationalen Indices ermittelt. Die Zeitreihen der regionalen Aggregate sind jährlich verkettete Laspeyres-Indices. Die Gewichte basieren auf den nationalen Bruttoproduktionswerten der Industrie im Vorjahr, umgerechnet mit BIP-Kaufkraftparitäten.

Neben der Industrieproduktion stellt die OECD ein **Bruttoinlandsprodukt für das Aggregat OECD Total** zur Verfügung, das quartalsweise in den OECD National Accounts veröffentlicht wird. Die BIP-Zeitreihe wird in Millionen US-Dollar oder als Index mit dem Referenzwert 100 im Jahr 2000 veröffentlicht. Das BIP kann zu Marktpreisen oder zu konstanten Preisen berechnet werden. Bei der Berechnung des BIP zu Marktpreisen werden die Daten der Mitgliedsländer mit Hilfe der gegenwärtigen Kaufkraftparitäten umgerechnet. Das BIP zu konstanten Preisen wird berechnet, indem die nationalen Daten auf das Preisniveau

Abb. 1
Industrieproduktion (IIP) für OECD Total und Bruttoinlandsprodukt für die Welt (nach IWF) und OECD Total^{a)}



^{a)} OECD TOTAL = OECD-Mitgliedsländer ohne Island. Das gilt für alle Abbildungen dieses Berichtes.

Quelle: OECD, Ecowin, IWF, Berechnungen des ifo Instituts.

des Jahres 2000 auf- oder abskaliert werden und dann mit der Kaufkraftparität des Jahres 2000 umgerechnet werden.

Der Internationale Währungsfonds⁶ veröffentlicht ein **globales Bruttoinlandsprodukt**, das insgesamt 173 Länder umfasst. Es wird zweimal im Jahr – im April und im Oktober – im Rahmen des World Economic Outlook auf Jahresbasis publiziert.⁷ Die Veröffentlichung erfolgt dabei unter anderem als jährliche Änderungsrate in realer Rechnung. Die Aggregation der Daten einzelner Länder erfolgt mittels Gewichten, die auf der Grundlage der Kaufkraftparitäten ermittelt werden.

Um zu entscheiden, welche der Referenzzeitreihen für die weiteren Untersuchungen am besten geeignet ist, werden die Veränderungsrate gegenüber dem Vorjahr der jeweiligen Zeitreihen berechnet und in Abbildung 1 dargestellt. Betrachtet man das BIP für die Aggregate OECD Total und Welt, so wird ersichtlich, dass der zyklische Verlauf beider Zeitreihen sehr ähnlich ist. Der Korrelationskoeffizient der beiden Datenreihen beträgt 0,66. Das Niveau der Veränderungsrate des globalen BIP ist höher, da dieses 173 Länder umfasst und dabei insbesondere Schwellenländer berücksichtigt, die höhere Wachstumsraten aufweisen.

Da die Region OECD Total die zyklischen Bewegungen des globalen Bruttoinlandsproduktes gut abbildet, kann sie als Proxy für die Weltregion verwendet werden. Denn Daten über das globale Bruttoinlandsprodukt sind schwer verfügbar, und das Welt-BIP des IWF wird nur in jährlichen Zahlen veröffentlicht. Daher ist es wegen der geringen Stichpro-

⁶ Die Homepage des Internationalen Währungsfonds ist erreichbar unter: www.imf.org.

⁷ World Economic Outlook <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2009/01/index.htm>.

bengröße für ökonomische Untersuchungen eher ungeeignet, wohingegen mit den Quartalsdaten des BIP für das Aggregat OECD Total eine größere Datenmenge zur Verfügung steht.

Betrachtet man nun die jährliche Veränderungsrate der Industrieproduktion (IIP) für das Aggregat OECD Total, so wird ersichtlich, dass der konjunkturelle Verlauf der Industrieproduktion dem Verlauf beider BIP gleicht, jedoch die Ausschläge nach oben und unten weitaus stärker ausfallen.

Da sowohl die Industrieproduktion als auch das Bruttoinlandsprodukt für das Aggregat OECD Total in Quartalsdaten verfügbar sind, bietet sich ein genauere Vergleich zwischen den beiden Zeitreihen der OECD an, um herauszufinden, ob die Industrieproduktion als Proxy für das Bruttoinlandsprodukt verwendet werden kann. Daher wurden von beiden Zeitreihen die vierteljährlichen Vorjahresveränderungsraten ermittelt, indem die prozentualen Veränderungen eines Quartals im Vergleich zum Vorjahresquartal berechnet wurden. In Abbildung 2 werden die beiden Zeitreihen einander gegenübergestellt.

Der enge zyklische Zusammenhang zwischen Industrieproduktion und Bruttoinlandsprodukt wird wiederum bestätigt und durch einen Korrelationskoeffizienten in Höhe von 0.95 untermauert.

Die Autoren präferieren die Industrieproduktion als Referenzzeitreihe. Die Industrieproduktion gilt als die Komponente einer Volkswirtschaft, die besonders zyklisch reagiert und daher vor allem im Hinblick auf die Analyse der Konjunkturbewegungen sehr aufschlussreich ist. Ein weiterer Vorzug dieser Kennzahl besteht darin, dass sie monatlich verfügbar ist und sich somit aufgrund der höheren Messfrequenz besser für statistische und ökonomische Untersuchungen eignet. Die Quartalsdaten des BIP sind zudem erst mit er-

heblichem Nachlauf verfügbar. Bestimmte Teilkomponenten des BIP unterliegen zudem häufigen Revisionen und Korrekturen, was die Interpretierbarkeit der Zahlen besonders am aktuellen Rand beeinträchtigt.

Indikatoren für die globale Konjunktur-entwicklung

Im Folgenden werden die methodischen Grundlagen der ausgewählten Konjunkturindikatoren näher beschrieben. Die in die Analyse aufgenommenen Konjunkturindikatoren sind: OECD-Frühindikatoren (der OECD Composite Leading Indicator, CLI, der OECD Business Confidence Indicator, BCI, und der OECD Consumer Confidence Indicator, CCI), das ifo Weltwirtschaftsklima, der Baltic Dry Index des Baltic Exchange, der vom Hamburgischen Weltwirtschaftsinstitut ermittelte HWWI-Rohstoffpreis-Index und die vom Branchenverband World Steel Association erhobene Statistik über die globale Stahlproduktion.

OECD Frühindikatoren

- *OECD Composite Leading Indicator (CLI)*

Der CLI existiert für alle OECD-Mitgliedstaaten (mit Ausnahme von Island), die sechs größten Volkswirtschaften außerhalb der OECD (Brasilien, China, Russland, Südafrika, Indien und Indonesien) sowie für neun verschiedene geographische oder geopolitische Gruppierungen dieser Länder. Er wird monatlich berechnet und in der OECD-Publikation »Main Economic Indicators« veröffentlicht.⁸ Der CLI ergibt sich aus einer Kombination verschiedener Frühindikatoren. Sein Zweck liegt darin, frühzeitig Wendepunkte der wirtschaftlichen Aktivität zu erkennen. Seine Konstruktion erfolgt derart, dass er zyklische Bewegungen der industriellen Produktion frühzeitig abbildet. Die in den CLI einflie-

ßenden Teilindikatoren entstammen unterschiedlichen Wirtschaftsbereichen, und die Anzahl der verwendeten Frühindikatoren variiert länderabhängig zwischen fünf und elf Indikatoren. Die Auswahlkriterien für die im CLI verwendeten Frühindikatoren sind dabei folgende: Es müssen zum einen ökonomisch-theoretische Gründe für den Vorlauf des Teilindikators gegenüber der Referenzzeitreihe vorliegen; zum anderen müssen die konjunkturellen Zyklen der Indikatoren den Zyklen der Referenzzeitreihe vorausgehen und diese lückenlos vorzeichnen, das heißt, es dürfen keine Zyklen fehlen und keine hinzukommen. Zudem muss die Qualität der

Abb. 2
Industrieproduktion (IIP) und Bruttoinlandsprodukt für OECD Total



Quelle: OECD, Ecowin, IWF, Berechnungen des ifo Instituts.

⁸ http://www.oecd.org/document/54/0,3343,en_2649_33715_15569334_1_1_1_1,00.html, abgerufen am 14. August 2009.

Daten Mindestansprüchen bezüglich deren Erhebung und Verfügbarkeit genügen. Für Deutschland werden unter anderem der ifo Geschäftsklimaindex, die Auftragseingänge der Industrie und die Zinsspanne verwendet.

Der Zusammenfassung der Teilindikatoren zum CLI gehen bestimmte statistische Transformationen voraus: die Zeitreihen werden nach der Trendbereinigung geglättet und normalisiert. Durch die Normalisierung erhalten die Teilindikatoren die gleiche Amplitude und können untereinander verglichen und zu Aggregaten zusammengefasst werden. Die Zusammenfassung auf Landesebene erfolgt durch identische Gewichtung der zugrunde gelegten Zeitreihen. Die Gewichtung der einzelnen Länder bestimmt sich nach dem jeweiligen BIP in Kaufkraftparitäten. In der folgenden Untersuchung wird der CLI Amplitude Adjusted verwendet.

- *OECD Business Confidence Indicator (BCI) und Consumer Confidence Indicator (CCI)*

Weitere Indikatoren über die aktuelle wirtschaftliche Situation liefern der Business Tendency Survey sowie der Consumer Opinion Survey, die ebenfalls in der Veröffentlichung Main Economic Indicators enthalten sind. Die Daten werden von nationalen statistischen Institutionen, staatlichen Agenturen, Banken und Forschungsinstituten erhoben. Sie basieren typischerweise auf Haushalts- bzw. Unternehmensbefragungen, in denen die Teilnehmer nach ihren Einschätzungen der gegenwärtigen Situation und ihren Erwartungen befragt werden.

Die Unternehmensumfragen fokussieren dabei auf Merkmale wie Produktion und Auftragslage, während die Konsumentenumfragen Informationen der Haushalte über ihre Absichten Großkäufe zu tätigen, ihre wirtschaftliche Situation im Vergleich zur nahen Vergangenheit und ihre Erwartungen für die unmittelbare Zukunft beinhalten. Dabei werden weniger quantitative, sondern vielmehr qualitative Aussagen erhoben. Die Unternehmen bzw. Haushalte berichten über ihre aktuelle Lage und ihre Erwartungen in vordefinierten Kategorien (z.B. höher/gleich geblieben/niedriger).

Die Unternehmensbefragungen umfassen in der Regel vier Wirtschaftsbereiche: verarbeitendes Gewerbe, Bauwirtschaft, Einzelhandel und andere Dienstleistungen. Beim BCI wird dabei – je nach Verfügbarkeit – auf die Harmonised Industrial Confidence Indicators, die Business Confidence Indicators nach nationalen Definitionen, die Business Situation Indicators oder die Business Sentiment Indicators zurückgegriffen.

Der Consumer Opinion Survey beinhaltet Indikatoren über das Konsumentenvertrauen, die erwartete wirtschaftliche Situation sowie die erwartete Preisentwicklung. Beim CCI

werden die Harmonised Consumer Confidence Indicators oder die nationalen Consumer Confidence Indicators verwendet.

Da die verschiedenen Indikatoren auf nationaler Ebene teilweise unterschiedlich gemessen und teilweise nur vierteljährlich erhoben werden, ist eine Standardisierung notwendig, um die Daten vergleichbar zu machen und eine Aggregation zu ermöglichen. Falls nur Quartalsdaten verfügbar sind, werden sie zu monatlichen Daten interpoliert. Anschließend werden die Zeitreihen geglättet und standardisiert, so dass die zyklischen Schwankungen die gleiche Amplitude aufweisen. Die auf diese Weise entstandenen standardisierten nationalen Indikatoren werden zu Regionen aggregiert, indem sie mit dem Anteil des BIP zu Kaufkraftparitäten gewichtet werden.

ifo Weltwirtschaftsklima

Der Ifo World Economic Survey (WES) ist besonders hinsichtlich der Repräsentativität der Länder einzigartig. Im Rahmen des WES befragt das ifo Institut vierteljährlich mehr als 1 000 Wirtschaftsexperten in über 90 Ländern. Die Teilnehmer sind Experten aus multinationalen Unternehmen, Wirtschaftsforschungsinstituten, nationalen und internationalen Wirtschaftskammern und Stiftungen. Die Befragung wurde nach zwei Testläufen im Jahre 1981 fest installiert und stellt mittlerweile Informationen aus über 90 Ländern bereit. Von 1982 bis 1988 wurde der WES dreimal im Jahr erhoben, seit 1989 wird er vierteljährlich veröffentlicht: im Januar, April, Juli und Oktober.

Aufgabe des WES ist es, vierteljährlich ein aktuelles Bild über die Wirtschaftslage sowie Zukunftserwartungen für wichtige Industrie-, Transformations- und Entwicklungsländer zu liefern. Die befragten Experten sind in den Ländern, über die sie berichten, selbst tätig und äußern ihre Einschätzung der aktuellen Wirtschaftslage sowie ihre Erwartungen für die kommenden sechs Monate. Diese Herangehensweise basiert auf der Grundidee, dass die befragten Experten als eine Art Wirtschaftsbarometer fungieren: Ihre Antwort auf die Frage nach der gesamtwirtschaftlichen Situation ist das Ergebnis einer komplexen Zusammenschau, in die eine Vielzahl nach ihrer Bedeutung gewichtete Faktoren (Wirtschaftswachstum, Inflation, Arbeitsmarktsituation, Konkurrenzfähigkeit, politische Stabilität usw.) einfließen. Während amtliche Statistiken auf internationaler Ebene oft nur mit großen Zeitverzögerungen erhältlich sind, zeichnen sich die WES-Ergebnisse durch ihre hohe Aktualität und internationale Vergleichbarkeit aus.

Bei der Aggregation der Ergebnisse auf regionaler Ebene (z.B. Westeuropa, Lateinamerika oder Nordamerika) sowie zu Ländergruppen (z.B. Euroländer, OPEC-Länder) werden

die von der UN veröffentlichten Außenhandelszahlen (auf US-Dollar-Basis) verwendet. Dabei werden die Importe und die Exporte eines Landes summiert und so der Anteil dieses Landes am Weltaußenhandelsvolumen errechnet und bei der Aggregation als Gewichtungsfaktor verwendet. Der Grund für die Verwendung des Außenhandelsvolumens liegt darin, dass für eine globale Konjunkturbeobachtung die Bedeutung der zwischenstaatlichen Handelsverflechtungen eine sinnvollere Basis für die Gewichtung darstellt als etwa die Werte des Bruttosozialprodukts: Je offener die Volkswirtschaft eines Landes ist, desto stärker ist ihr Einfluss auf die übrige Welt.

Batic Dry Index (BDI)

Der BDI ist ein Preisindex für das Verschiffen von Hauptfrachtgütern auf Standardrouten. Entscheidend ist dabei, dass nicht die Containerschiffe erfasst werden, die Endprodukte transportieren, sondern diejenigen, die Vorprodukte, Rohstoffe u.Ä. geladen haben. Darin ist der Vorlauf des Indikators hinsichtlich der Wirtschaftsentwicklung und der industriellen Produktion begründet. Er wird von Baltic Exchange⁹ in London, einem Unternehmen, das den zentralen Handelsplatz für Schiffsmakler, Schiffbesitzer und Schiffsmieter betreibt, seit 1985 täglich erhoben.

Der BDI besteht aus vier Teilindices, die in Abhängigkeit der Schiffsklassen gebildet werden: der Baltic Capesize Index (BCI), der Baltic Panamax Index (BPI), der Baltic Supramax Index (BSI) und der Baltic Handysize Index (BHSI). Diese Teilindices berücksichtigen 26 Hauptschiffahrtsrouten und bilden die Kosten für Zeitcharter und Reisecharter für die jeweilige Schiffsklasse ab. Der Mittelwert dieser Teilindices ergibt den BDI.¹⁰

Im Allgemeinen gewährt der BDI interessante Einblicke in die sonst undurchsichtige Transportschifffahrt und stellt gleichzeitig eine aussagekräftige Maßzahl für das Volumen des globalen Handels dar. Die Transportflüsse, die vom BDI erfasst werden, stehen am Anfang des Produktionsprozesses. Die Vorprodukte müssen erst zu Endprodukten verarbeitet und abgesetzt werden, ehe sie in den Statistiken der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung erscheinen und somit Wirtschaftswachstum begründen. Ein weiterer Vorzug des BDI ist darin zu sehen, dass er auf Fundamentaldaten beruht, über keine spekulativen Elemente verfügt und die tatsächliche Nachfrage und das tatsächliche Angebot für den Transport von Rohstoffen auf Standardrouten abbildet. Je mehr Ware transportiert werden soll, desto größer ist die Nachfrage nach Schiffen und desto höher der Verschiffungs-

preis. Eine Erhöhung des BDI deutet auf einen Anstieg des weltweiten Handels hin.

Allerdings muss bedacht werden, dass der Preis für die Verschiffung auch von den Transportkapazitäten abhängt. Derzeit ist eine Vielzahl neuer Schiffe in der Produktion. Die Transportkapazitäten könnten daher in den nächsten Jahren stark zunehmen. Dies würde wiederum einen erheblichen Einfluss auf die Verschiffungspreise haben (vgl. Drewry Shipping Consultants Ltd 2009).

HWWI-Rohstoffpreis-Index

Rohstoffpreise stehen in engem Zusammenhang mit der globalen wirtschaftlichen Entwicklung. Für Länder, die Rohstoffe exportieren, sind Rohstoffpreise eine wichtige Determinante, die die Einnahmen der Volkswirtschaft beeinflussen. Für Länder, die Rohstoffe importieren, spielen Rohstoffpreise eine große Rolle für ihre Inflations- und Realeinkommensentwicklung. Ihre Konjunkturentwicklung beeinflusst über ihr Nachfrageverhalten wiederum die Entwicklung der Rohstoffpreise.

Das Hamburgische Weltwirtschaftsinstitut veröffentlicht den HWWI-Index¹¹ – einen Index, der die weltweite Preisentwicklung der Rohstoffe darstellt. Er wird seit 1978 – z.T. seit 1960 – in Monatswerten veröffentlicht und ist seit 1996 auch in Tageswerten verfügbar. Seit 2002 existiert zusätzlich ein Index für den Euroraum. Die Aktualisierung erfolgt einmal pro Woche.

Der Index wird in US-Dollar und Euro berechnet. Er reflektiert die Preisentwicklung der wichtigsten international gehandelten Rohstoffe wie beispielsweise Nahrungsmittel, agrarische Rohstoffe oder Metalle. Die Gewichtung der einzelnen Rohstoffe zu einem Index erfolgt mit ihren jeweiligen Anteilen an den gesamten Rohstoffimporten der OECD-Länder. Für die Gewichtung werden die Importwerte für drei aufeinander folgende Jahre 1999–2001 verwendet, um den Einfluss jährlicher Schwankungen abzumildern. Bei der Auswahl der zugehörigen Rohstoffpreise ist zu beachten, dass diese möglichst aktuell sind und die internationale Entwicklung gut abbilden. Dabei ist es möglich, dass ein Rohstoff mittels mehrerer Preisreihen vertreten ist. Der HWWI-Index besteht aus Daten zu 28 Rohstoffen, die jeweils mit 36 Preisreihen abgebildet werden.

Globale Stahlproduktion

Der internationale Branchenverband World Steel Association¹² sammelt und veröffentlicht monatlich Daten über die globale Stahlproduktion. Die Daten stammen von un-

⁹ <http://www.balticexchange.com/>.

¹⁰ Dieses Verfahren wird erst seit Juli 2009 angewendet. Bei der früheren Vorgehensweise wurde der Mittelwert der Teilindices gebildet und anschließend mit einem Multiplikator versehen, der in unregelmäßigen Zeitabständen geändert wurde.

¹¹ <http://hwwi-rohindex.org/>.

¹² World Steel Association: <http://www.worldsteel.org/>.

terschiedlichen Quellen wie z.B. von Verbandsmitgliedern, nationalen Statistikämtern sowie regionalen Stahlindustrieverbänden. Dabei werden 66 Länder abgedeckt. Stahl ist ein wichtiges Vorprodukt für die Teile der industriellen Fertigung. Er findet zudem Verwendung in der Bauproduktion. Damit kann die Stahlproduktion insbesondere für die Beobachtung der Konjunkturentwicklung in aufstrebenden Volkswirtschaften ein aussagekräftiges Instrument sein.

Vergleich der Konjunkturindikatoren

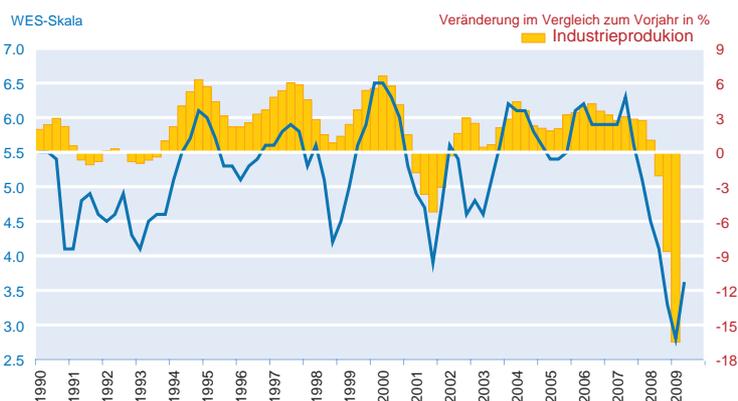
- Vorgehensweise

Inwieweit die vorgestellten Indikatoren in der Lage sind, globale Konjunkturzyklen zu beschreiben, ist Gegenstand der folgenden Ausführungen. Dies erfolgt zunächst anhand von Abbildungen, in denen der Verlauf des Indikators mit einer Referenzzeitreihe – der Industrieproduktion – verglichen wird. Die Stärke des linearen Zusammenhangs zwischen den Indikatoren und der Referenzzeitreihe kann mit Hilfe von Kreuzkorrelationen quantifiziert werden. Korrelationen, bei denen die Indikatorzeitreihe gegenüber der Referenzreihe zeitlich verschoben wird, geben groben Aufschluss darüber, ob ein Vor- oder Gleichlauf des Indikators mit der Referenzzeitreihe besteht. Die Indikatoren liegen in unterschiedlichen Zeitfrequenzen vor. So werden die OECD-Indikatoren monatlich veröffentlicht, das ifo Weltwirtschaftsklima dagegen vierteljährlich. Die Preisdaten liegen wiederum in wesentlich höherer Frequenz vor. Um diese Indikatoren zu vergleichen, werden alle Zeitreihen einheitlich als Quartalswerte untersucht.

Die Referenzreihe der Industrieproduktion weist einen im Zeitablauf steigenden Trend auf. Unter Konjunktur wird häufig die Schwankung des Auslastungsgrades des

gesamtwirtschaftlichen Produktionspotentials verstanden. Dieser Ansatz führt zur Analyse des so genannten Wachstumszyklus.¹³ Um in der Industrieproduktion diesen Konjunkturzyklus sichtbar zu machen, muss sie um ihren Trend bereinigt werden. In der Regel wird eine solche Trendbereinigung mit Filterverfahren durchgeführt (Hodrick-Prescott-Filter, Baxter-King-Filter etc.). In der vorliegenden Untersuchung werden Trends in den Zeitreihen jedoch durch die Berechnung von Vorjahresveränderungen eliminiert. Dies ist eine simple Art der Trendbereinigung, die sich auch in der Presse und in der praktischen Konjunkturanalyse großer Beliebtheit erfreut. Allerdings hat diese Vorgehensweise auch erhebliche Nachteile: Die Berechnung von Vorjahresveränderungen impliziert die Anwendung eines asymmetrischen Filters. So behandelte Zeitreihen unterliegen einer Phasenverschiebung. Daher sollten Vorjahresveränderungen auf keinen Fall verwendet werden, um Wendepunkte im Konjunkturzyklus zu datieren (vgl. Zarnowitz und Ozyildirim 2006). Dies ist im Folgenden jedoch auch nicht beabsichtigt. Dennoch muss auch mit Vorsicht interpretiert werden, wenn eine Zeitreihe, die in Vorjahresveränderungen umgerechnet wurde, mit einer Zeitreihe verglichen wird, die nicht dieser Behandlung unterzogen wurde. Da in diesem Artikel jedoch lediglich eine Vorstellung von Indikatoren für die globale Konjunkturentwicklung und ein grober Vergleich dieser Indika-

Abb. 3
ifo Weltwirtschaftsklima (WES)
im Vergleich zur Industrieproduktion für OECD Total



¹³ Für eine graphische Motivation des Wachstumszyklus und eine Abgrenzung zum klassischen Zyklus und zum Wachstumsratenzyklus vgl. Abberger und Nierhaus (2007).

Quelle: OECD, Ecowin, IWF, Berechnungen des ifo Instituts.

Tab. 1
Kreuzkorrelationen der Indikatoren mit den Vorjahresveränderungen der Industrieproduktion für OECD Total^{a)}

Vor- und Nachläufe des Indikators gegenüber der Industrieproduktion	WES	CLI	BCI	CCI	BDI	HWWI-Index	Stahlproduktion
1. Quartal Nachlauf des Indikators	0.74	0.71	0.79	0.67	0.38	0.56	0.59
Gleichlauf des Indikators	0.84	0.81	0.85	0.75	0.38	0.52	0.64
1. Quartal Vorlauf des Indikators	0.75	0.72	0.69	0.69	0.29	0.27	0.52
2. Quartale Vorlauf des Indikators	0.51	0.45	0.35	0.53	0.07	- 0.14	0.23

^{a)} Die zwei höchsten Kreuzkorrelationen sind jeweils fett markiert.

Quelle: ifo Institut; OECD; Baltic Exchange London; Hamburgisches Weltwirtschaftsinstitut (HWWI); World Steel Association; Ecowin; Berechnungen des ifo Instituts.

Abb. 4
OECD Composite Leading Indicator (CLI)
im Vergleich zur Industrieproduktion für OECD Total

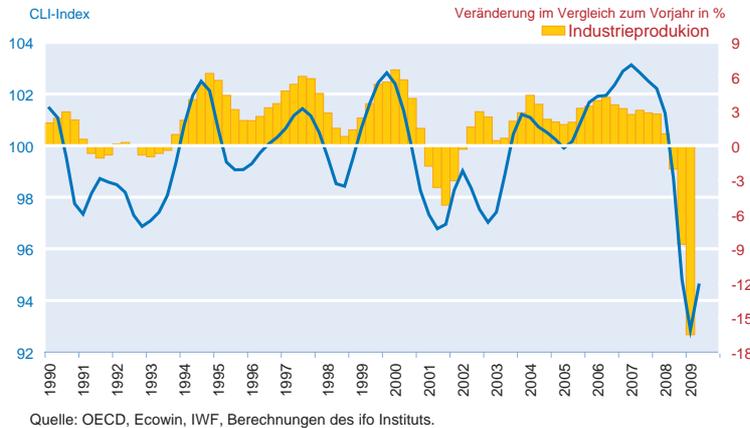


Abb. 5
OECD Consumer Confidence Indicator (CCI)
im Vergleich zur Industrieproduktion für OECD Total

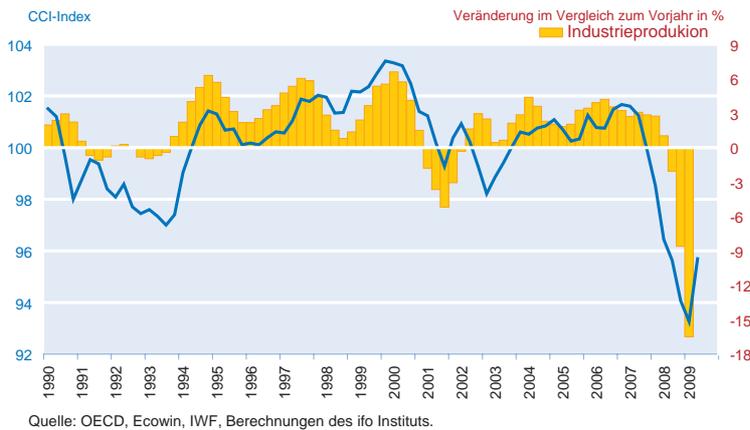
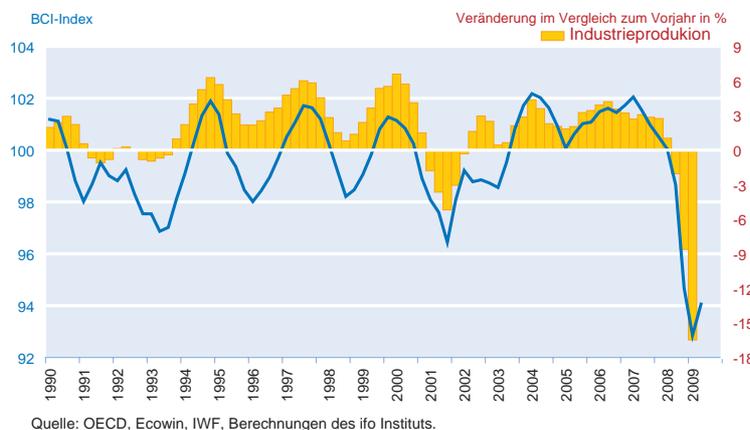


Abb. 6
OECD Business Confidence Indicator (BCI)
im Vergleich zur Industrieproduktion für OECD Total



gen sind einfach zu berechnen und insbesondere intuitiv zu interpretieren.

• Ergebnisse

Die Abbildungen 3 bis 9 zeigen den Verlauf der Indikatoren im Vergleich zur Vorjahresveränderung der Industrieproduktion im Zeitraum erstes Quartal 1990¹⁴ bis erstes Quartal 2009. In Tabelle 1 sind die Korrelationen zwischen den Indikatoren und der Referenzreihe im Zeitraum erstes Quartal 1991 bis erstes Quartal 2009 enthalten. Um einen Eindruck über mögliche Vor- bzw. Nachläufe der Indikatoren zu bekommen, wurden Korrelationen zwischen den zeitlich verschobenen Indikatoren ebenfalls berechnet.

Der visuelle Eindruck und die Kreuzkorrelationen zeigen, dass das ifo Weltwirtschaftsklima sowie der Composite Leading Indicator und der Business Confidence Indicator der OECD sehr deutliche und zuverlässige Signale über die globale Konjunkturentwicklung liefern. Diese drei Indikatoren zeichnen sich durch einen sehr glatten Verlauf und eine hohe Korrelation mit den Vorjahresveränderungen der Industrieproduktion aus. Die höchste Korrelation wird dabei jeweils beobachtet, wenn die Reihen zeitgleich betrachtet werden. Die Indikatoren können als gleichlaufend mit der Referenzreihe klassifiziert werden. Allerdings ist bei dieser Klassifizierung nun zu beachten, dass die Vorjahresveränderungen der Industrieproduktion den Wachstumszyklus nur ungenau wiedergeben. Die asymmetrische Filterung, die durch die Bildung von Vorjahresveränderungen durchgeführt wird, führt zu einer Phasenverschiebung. Diese bewirkt, dass die hier verwendete Referenzreihe dem tatsächlichen Wachstumszyklus tendenziell vorseilt. Daher besitzen auch die drei Indikatorenzeitreihen tendenziell einen Vorlauf und zeigen den Wachstumszyklus frühzeitig an.

Eine besondere Stärke des ifo Weltwirtschaftsklimas ist dabei, dass es nach seiner Veröffentlichung nicht mehr revidiert wird. Das ifo Weltwirtschaftsklima ist daher ein Indikator, der sehr zeitnah und zuverlässig Hin-

toren angestrebt wird, wurde dennoch auf das Verfahren der Vorjahresveränderungen zurückgegriffen. Diese Veränderun-

¹⁴ Aufgrund von Sondereffekten wird die Stahlproduktion erst ab dem ersten Quartal 1991 verwendet.

Abb. 7
Baltic Dry Index (BDI) im Vergleich zur Industrieproduktion für OECD Total

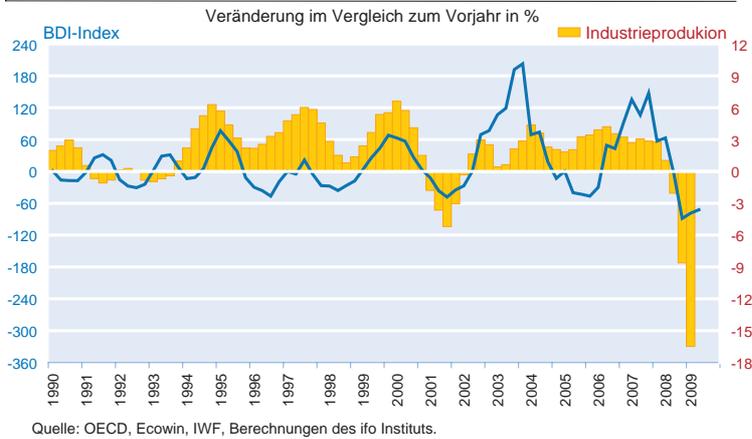


Abb. 8
HWWI-Index im Vergleich zur Industrieproduktion für OECD Total

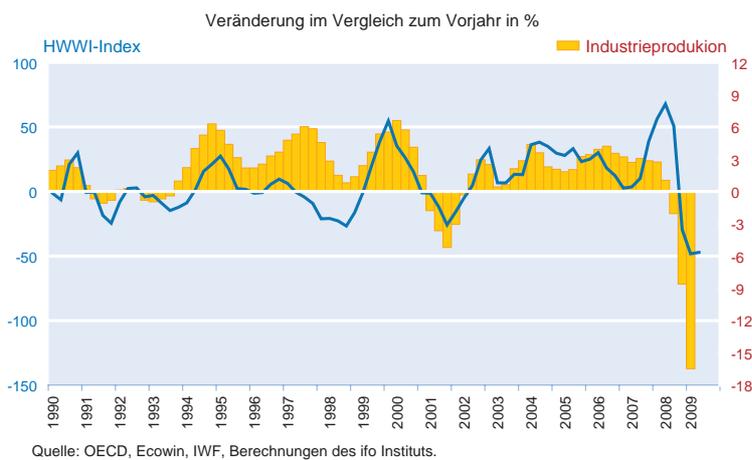
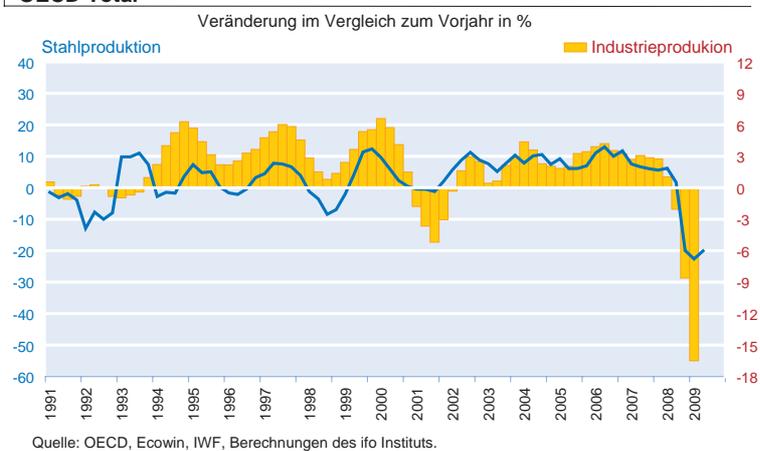


Abb. 9
Globale Stahlproduktion im Vergleich zur Industrieproduktion für OECD Total



Etwas weniger deutlich ausgeprägt als in den obigen drei Indikatoren ist das Konjunktur-signal im Consumer Confidence Indicator der OECD und in der globalen Stahlproduktion. Die von diesen Indikatoren beschriebenen Zyklen stimmen visuell etwas weniger klar mit der Referenzreihe überein, und auch die Korrelationen sind etwas niedriger als für die besten drei Indikatoren.

Noch etwas weniger deutlich ausgeprägt ist das Konjunktursignal in den beiden Indikatoren HWWI-Index und Baltic Dry Index. Zwar ist auch in diesen Zeitreihen der Konjunkturverlauf erkennbar, doch lassen sich jeweils auch ungewöhnliche Ausschläge finden. Möglicherweise spiegeln sich Angebotsveränderungen oder im Fall der Rohstoffpreise auch geopolitische Ereignisse oder extreme Witterung¹⁵ in diesen Indikatoren ebenfalls wider.

Zusammenfassung und Diskussion

Insgesamt zeigen die durchgeführten Berechnungen, dass ein Monitoringsystem für die globale Konjunktur als Kern die Indikatoren ifo Weltwirtschaftsklima, Composite Leading Indicator der OECD und Business Confidence Indicator der OECD beinhalten sollte. Zu diesen Indikatoren kommt die Industrieproduktion hinzu, die hier als Referenzreihe verwendet wurde. Mit Hilfe dieser vier Zeitreihen lässt sich die Entwicklung im globalen Konjunkturzyklus abschätzen. Zu diesen vier Kernelementen lassen sich ergänzend Indikatoren hinzufügen. So besitzen etwa die hier vorgestellten Zeitreihen Consumer Confidence Indicator, globale Stahlproduktion, HWWI-Index und Baltic Dry Index trotz eines weniger stark ausgeprägten Konjunktursignals wertvolle Zusatzinformationen.

Literatur

Abberger K. und W. Nierhaus (2007), »Das ifo Geschäftsklima und Wendepunkte der deutschen Konjunktur«, *ifo Schnelldienst* 60(3), 26–31.
 Ambler, S., E. Cardia und Chr. Zimmermann (2004), »International business cycles: What are the facts?«, *Journal of Monetary Economics* 51, 257–276.

weise über die Entwicklung des globalen Wachstumszyklus liefert.

¹⁵ So wird etwa ein derzeit starkes Anziehen der Zuckerpreise durch die für den Zuckeranbau ungünstige Witterung in Brasilien und Indien – den beiden größten Zuckerproduzenten der Welt – erklärt.

- Dellas, H. (1986), »A Real Model of the World Business Cycle«, *Journal of International Money and Finance* 5, 381–394.
- Drewry Shipping Consultants Ltd. (2009), http://www.drewry.co.uk/publications/view_publication.php?id=345, abgerufen am 11. August 2009.
- Gerlach, S. (1988), »World Business Cycles under fixed and flexible exchange rates«, *Journal of Money, Credit, and Banking* 20(4), 621–632.
- Kose, M.A., Chr. Otrok und E. Prasad (2008), »Global Business Cycles: Convergence or Decoupling?«, IWF Working Paper 08/143.
- Zarnowitz V. und A. Ozyildirim (2006), »Time Series Decomposition and Measurement of Business Cycles, Trends and Growth Cycles«, *Journal of Monetary Economics* 53(7), 1717–1739.

Evgenia Kudymowa, Johanna Plenk und Klaus Wohlrabe

Der Ifo World Economic Survey (WES) ist eine internationale Konjunkturumfrage, die seit 1981 vom ifo Institut vierteljährlich erhoben wird. Wirtschaftsexperten aus einer Vielzahl von Ländern werden zu ihrer Einschätzung zur aktuellen Wirtschaftslage, der erwarteten Konjunkturentwicklung und anderen Wirtschaftsdaten in ihrem jeweiligen Beobachtungsgebiet befragt. Der vorliegende Beitrag untersucht die Aussagekraft der WES-Umfrageergebnisse in Bezug auf den Konjunkturzyklus ausgewählter Länder. Dabei wird das Wirtschaftsklima eines Landes den jeweiligen Jahreswachstumsraten des realen Bruttoinlandsprodukts (BIP) gegenübergestellt. Die Ergebnisse zeigen deutlich, dass das ifo Wirtschaftsklima ein verlässlicher Indikator zur Bewertung der weltweiten wirtschaftlichen Lage und Entwicklung des jeweiligen Landes ist.

Das Konzept des WES

Ziel des WES ist es, durch die vierteljährliche Befragung von mehr als 1 000 Wirtschaftsexperten ein möglichst aktuelles Bild über die Wirtschaftslage sowie Prognosen für wichtige Industrie-, Schwellen- und Entwicklungsländer zu liefern. Im Gegensatz zur amtlichen Statistik, die in erster Linie auf quantitativen Informationen aufbaut, werden beim WES qualitative Informationen – Urteile und Erwartungen von Wirtschaftsexperten – abgefragt. Während amtliche Statistiken auf internationaler Ebene oft nur mit großen Zeitverzögerungen erhältlich sind, zeichnen sich die WES-Umfrageergebnisse durch ihre hohe Aktualität und internationale Vergleichbarkeit aus. Darüber hinaus beschränkt sich die Umfrage nicht auf gewisse Produktgruppen, Branchen oder Unternehmen, sondern beschäftigt sich mit ganzen Volkswirtschaften.

Bei der Auswahl der Experten kommt es nicht vorrangig auf die zahlenmäßige Präsenz in den jeweiligen Ländern, sondern vielmehr auf ihre Fachkompetenz in volkswirtschaftlichen Fragen an. Abgesehen von der hohen fachlichen Qualifikation ist der Teilnehmerkreis mit Repräsentanten von multinationalen Unternehmen und Institutionen, Stiftungen und Wirtschaftsforschungseinrichtungen sehr heterogen. Die Teilnahme an der Umfrage beruht auf freiwilliger Basis. Der Fragebogen besteht aus acht Standardfragen und abwechselnden regulär wiederkehrenden Zusatzfragen. Für die Untersuchung sind insbesondere die Fragen zur Einschätzung der allgemeinen wirtschaftlichen Lage sowie zur Entwicklung in den kommenden sechs

Monaten relevant, aus deren Mittelwert sich das Wirtschaftsklima eines Landes berechnet. Aktuell beteiligen sich jedes Quartal rund 1 200 Wirtschaftsexperten an der Umfrage, die derzeit über 120 Länder abdeckt. Das ergibt im Durchschnitt zehn Fragebögen pro Land und Quartal. Tatsächlich jedoch variiert die Anzahl der Befragten pro Land sehr stark und reicht von vier bis hin zu über 40 Befragten. Allgemein gilt, je wirtschaftlich bedeutender das Land (gemessen am jeweiligen Außenhandelsanteil in der Welt), desto mehr Umfrageteilnehmer für die jeweilige Volkswirtschaft gibt es.

Für die Einschätzung der gesamtwirtschaftlichen Situation und der Erwartung der künftigen Entwicklung in den nächsten sechs Monaten gibt es drei mögliche Antwortkategorien: »good/better« für eine positive Einschätzung der Situation oder Verbesserung der Lage, »satisfactory/about the same« für eine neutrale Einschätzung bzw. eine künftig gleichbleibende Lage und »bad/worse« für eine negative Einschätzung bzw. eine Verschlechterung der Lage in den kommenden sechs Monaten. Die individuellen Antworten werden auf eine Ordinalskala von 1 (negativ) bis 9 (positiv) übertragen, wobei 5 der Neutralkategorie entspricht. Das Gesamtergebnis eines Landes ergibt sich aus dem arithmetischen Mittel aller Expertenmeinungen des entsprechenden Landes. Demnach überwiegen bei einem Skalenswert von größer als 5 die positiven Meldungen, und zwar umso stärker, je mehr sich der Wert dem oberen Skalenende und damit 9 nähert. Vice versa gilt dies für den unteren Bereich der Skala von 1 bis 5. 5 steht für eine neutrale Antwort, das

heißt, die Einschätzung, dass die Situation sich weder verbessert noch verschlechtert. Als normiertes Maß dient der Index für das Wirtschaftsklima nicht dazu, die absoluten Werte des Wirtschaftswachstums abzubilden, sondern Wendepunkte und Veränderungen im Trend zu zeigen und zu prognostizieren. Bei der Aggregation der Ergebnisse zu Ländergruppen (z.B. Euroländer, EU 27) entspricht die jeweilige Gewichtung des Landes dem Anteil dieser Volkswirtschaft am Weltaußenhandelsvolumen. Für die Errechnung dieses Anteils werden die von der UNO veröffentlichten Außenhandelszahlen (Im- und Exporte eines Landes in US-Dollar¹) verwendet.

Die Daten für die vierteljährliche WES-Umfrage werden jeweils zum ersten Quartalsmonat erhoben, das heißt, die WES-Teilnehmer beantworten den Fragebogen im Januar, April, Juli und Oktober. Die Veröffentlichung der Daten erfolgt im zweiten Quartalsmonat (Februar, Mai, August und November) in den Pressemitteilungen zum ifo Wirtschaftsklima im Euroraum und zum ifo Weltwirtschaftsklima. Die detaillierten WES-Ergebnisse mit einer ausführlichen Länderanalyse erscheinen in der englischsprachigen Publikation CESifo World Economic Survey (vgl. Nerb et al. 2013) und in deutscher Sprache im ifo Schnelldienst (vgl. Nerb und Plenk 2013). Für weitere Informationen zum WES vgl. u.a. Stangl (2004; 2007a; 2007b).

Literatur

Die aus dem WES gewonnenen qualitativen und quantitativen Umfragedaten waren bereits Grundlage für mehrere Studien, insbesondere zum Thema Inflationsprognose. Haupt und Waller (2004) untersuchten den Informationsgehalt der quantitativen WES-Inflationsprognose für Deutschland, die USA und Japan. Henzel und Wollmershäuser (2005) verwendeten die WES-Inflationsprognosen für die Entwicklung einer Alternative zur Carlson-Parkin-Methode für die Quantifizierung qualitativer Inflationserwartungen. In der Folgestudie (vgl. Henzel und Wollmershäuser 2006) verwendeten sie die WES-Inflationserwartungen, um die Inflationsdynamik (Neukeynesianische Phillips-Kurve) in ausgewählten Euroländern, den USA und dem Vereinigten Königreich aufzuzeigen. Andere Studien zeigten, wie die WES-Indikatoren mit anderen verfügbaren Frühindikatoren für Prognosen verwendet werden können (vgl. Brand et al. 1990; Hülsewig et al. 2008). Abberger et al. (2009) wiederum zeigten, dass das ifo Weltwirtschaftsklima gut mit der OECD-Industrieproduktion korreliert. Die Aussagekraft der WES-Indikatoren für sich allein wurde im zwölften Jahr nach Implementierung des WES ausführlich untersucht (vgl. Brand und Pouquet 1993). Stangl (2009) beschäftigte sich mit der Erwartungsbildung der WES-Umfrageteilnehmer.

¹ United Nations Monthly Bulletin of Statistics, International Merchandise Trade, Table 34.

Methoden und Vorüberlegungen

Inwieweit der aus der Expertenumfrage gewonnene ifo Wirtschaftsklimaindikator zur Beobachtung des Konjunkturzyklus geeignet ist, soll mittels einer Korrelationsanalyse untersucht werden. Dazu wird das BIP in Jahreswachstumsraten (Quelle: OECD) als Referenzreihe mit dem Indikator für das Wirtschaftsklima verglichen. Es liegen nicht für alle im WES erfassten Länder Informationen über die Wirtschaftsaktivität auf Quartalsebene vor. Auch die für über 100 Länder vorliegenden WES-Zeitreihen wurden hinsichtlich der durchschnittlichen Stichprobengröße selektiert und nur Länderreihen in die Analyse miteinbezogen, die mindestens vier Expertenmeinungen beinhalteten.

Die Analyse wird deshalb nur für 43 Länder und zwei Länderaggregate durchgeführt (vgl. Tab. 1), für die die entsprechenden Informationen, BIP und ausreichend Umfrageteilnehmer, vorliegen.² Die Länge des Beobachtungszeitraums erstreckt sich dabei im Idealfall vom ersten Quartal 1989 bis zum vierten Quartal 2012, d.h., im optimalen Fall liegen für beide zu vergleichenden Zeitreihen – dem WES-Indikator und der jeweiligen jährlichen Wachstumsrate des BIP – 96 Beobachtungspunkte vor. Die Informationen für das BIP sind teilweise nur für eine kürzere Periode verfügbar. Entsprechend verkleinert sich der Zeitraum der Analyse, auch wenn WES-Daten für einen längeren Zeitraum vorliegen. Die Anzahl der Beobachtungen (N) ist in Tabelle 1 angegeben. Zwar liegen Daten des WES bereits seit 1983 vor, jedoch wurde die Umfrage bis 1988 nur dreimal jährlich durchgeführt. Erst seit 1989 ist ein Vergleich beider Zeitreihen konsequent auf vierteljährlicher Basis möglich.

Die vierteljährlichen WES-Umfragen werden jeweils im ersten Quartalsmonat durchgeführt. Konkret bedeutet dies, dass die Erhebung bereits am Ende des ersten Quartalsmonats (z.B. Januar) abgeschlossen ist. Beim Vergleich mit den »harten« BIP-Daten, die die wirtschaftliche Aktivität eines gesamten Quartals (in diesem Fall Januar bis März) widerspiegeln, sind gegebenenfalls nicht alle relevanten Wirtschaftsereignisse in den Umfragedaten enthalten. So können exogene Schocks wie beispielsweise Naturkatastrophen oder starke Rohstoffpreisanpassungen, die erst nach Erhebungsabschluss der Umfrage auftreten, nur zeitlich ver-

² Für folgende 43 Länder liegen die jährlichen Wachstumsraten des realen BIP für mindestens neun Jahre auf Quartalsbasis vor: Argentinien, Australien, Belgien, Brasilien, Bulgarien, Chile, Dänemark, Deutschland, Estland, Finnland, Frankreich, Hongkong, Indien, Indonesien, Irland, Italien, Japan, Kanada, Lettland, Mexiko, Neuseeland, Niederlande, Norwegen, Österreich, Philippinen, Polen, Portugal, Russland, Schweden, Schweiz, Slowakei, Slowenien, Spanien, Südafrika, Südkorea, Taiwan, Thailand, Tschechische Republik, Türkei, Ungarn, Uruguay, USA, Vereinigtes Königreich sowie die Eurozone und die EU 27 als aggregierte Länderregionen. Für China sind nur jährliche Wachstumsraten des realen Bruttoinlandsprodukts für die acht Quartale von Anfang 2011 bis Ende 2012 vorhanden, weswegen für dieses Land eine Analyse im Detail keine verlässlichen Informationen liefert und hier nicht behandelt wird.

Tab. 1
Kreuzkorrelationen: WES-Wirtschaftsklima und BIP-Jahreswachstumsraten

	<-----Vorlauf							
	N	- 4	- 3	- 2	- 1	0	1	2
Argentinien	76	0,15	0,34	0,51	0,61	0,66	0,60	0,49
Australien	96	0,27	0,31	0,37	0,44	0,44	0,43	0,36
Belgien	68	0,11	0,34	0,53	0,67	0,73	0,66	0,51
Brasilien	88	- 0,18	0,04	0,27	0,37	0,48	0,40	0,25
Bulgarien	60	0,20	0,32	0,55	0,59	0,71	0,66	0,67
Chile	36	0,48	0,61	0,69	0,71	0,68	0,63	0,44
Dänemark	88	0,20	0,29	0,40	0,45	0,44	0,41	0,34
Deutschland	84	0,00	0,25	0,48	0,68	0,75	0,67	0,52
Estland	68	0,30	0,47	0,61	0,73	0,79	0,74	0,64
EU 27	68	0,29	0,53	0,73	0,85	0,85	0,73	0,56
Eurozone	68	0,28	0,52	0,72	0,85	0,85	0,74	0,58
Finnland	88	0,39	0,53	0,67	0,76	0,81	0,81	0,76
Frankreich	96	0,21	0,41	0,60	0,75	0,77	0,68	0,57
Hongkong	92	- 0,02	0,25	0,55	0,71	0,80	0,68	0,42
Indien	63	0,22	0,32	0,49	0,62	0,62	0,62	0,47
Indonesien	88	0,27	0,41	0,59	0,65	0,64	0,58	0,46
Irland	60	0,62	0,72	0,79	0,84	0,88	0,81	0,77
Italien	96	0,33	0,49	0,61	0,70	0,69	0,59	0,47
Japan	72	0,03	0,24	0,44	0,54	0,54	0,42	0,27
Kanada	96	0,44	0,57	0,68	0,72	0,66	0,52	0,36
Lettland	68	0,48	0,59	0,68	0,73	0,76	0,72	0,66
Mexiko	76	- 0,11	0,18	0,41	0,62	0,68	0,58	0,44
Neuseeland	96	0,45	0,56	0,65	0,68	0,65	0,58	0,47
Niederlande	96	0,34	0,50	0,64	0,71	0,71	0,64	0,54
Norwegen	96	- 0,11	0,04	0,18	0,23	0,35	0,26	0,25
Österreich	96	0,31	0,46	0,59	0,71	0,76	0,68	0,50
Philippinen	56	0,12	0,28	0,43	0,50	0,53	0,41	0,27
Polen	68	0,34	0,42	0,51	0,53	0,57	0,54	0,39
Portugal	68	0,58	0,67	0,77	0,81	0,79	0,71	0,57
Russland	68	0,16	0,24	0,41	0,61	0,72	0,74	0,64
Schweden	76	- 0,08	0,19	0,45	0,64	0,72	0,66	0,49
Schweiz	96	0,04	0,26	0,48	0,70	0,78	0,71	0,50
Slowakei	60	0,27	0,47	0,60	0,71	0,74	0,65	0,49
Slowenien	63	0,28	0,42	0,57	0,69	0,73	0,66	0,58
Spanien	68	0,81	0,89	0,93	0,92	0,89	0,82	0,75
Südafrika	96	0,57	0,63	0,67	0,68	0,67	0,64	0,55
Südkorea	96	- 0,03	0,16	0,37	0,53	0,56	0,43	0,18
Taiwan	92	- 0,15	0,00	0,25	0,44	0,53	0,47	0,30
Thailand	76	0,26	0,45	0,55	0,65	0,66	0,54	0,43
Tschech. Republik	64	0,06	0,28	0,50	0,69	0,78	0,79	0,73
Türkei	56	- 0,14	0,03	0,22	0,41	0,55	0,61	0,56
Ungarn	68	0,45	0,51	0,56	0,58	0,58	0,49	0,35
Uruguay	59	0,50	0,61	0,72	0,81	0,79	0,70	0,61
USA	96	0,40	0,53	0,65	0,70	0,67	0,58	0,45
Verein. Königreich	96	0,48	0,61	0,69	0,72	0,66	0,56	0,45

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

zögert vom WES-Indikator für das Weltwirtschaftsklima abgebildet werden.

Der Korrelationskoeffizient ist ein standardisiertes Maß für den linearen Zusammenhang zweier Variablen, der Werte zwi-

schen - 1 und + 1 annehmen kann. Bei einem Wert von + 1 (bzw. - 1) besteht ein vollständig positiver (bzw. negativer) linearer Zusammenhang zwischen den betrachteten Merkmalen. Weist der Korrelationskoeffizient den Wert 0 auf, existiert zwischen beiden Merkmalen kein linearer Zusammenhang.

Ein graphischer Vergleich

Um einen ersten Eindruck bezüglich der Qualität des ifo Wirtschaftsklimas zu bekommen, sind in Abbildung 1 für fünf ausgewählte Länder (USA, Vereinigtes Königreich, Brasilien, Japan und Russland) und eine Region (EU 27) jeweils das Klima und die Jahreswachstumsraten des BIP dargestellt. Es zeigt sich, dass das Wirtschaftsklima die tatsächliche Wirtschaftsentwicklung sehr gut abbildet. Dies ist insbesondere wichtig, da die Ergebnisse im laufenden Quartal veröffentlicht werden, und damit erheblich früher als die offiziellen Statistiken der Länder. Die Ergebnisse des WES geben somit einen sehr guten Hinweis auf den aktuellen Stand der Wirtschaft.

Kreuzkorrelationen

Betrachtet man den Korrelationskoeffizienten des Wirtschaftsklimas des jeweiligen Landes mit den Jahreswachstumsraten des BIP (vgl. Tab. 1) lässt sich feststellen, dass

von den 45 untersuchten Ländern bzw. Ländergruppen 34 – rund 75% – einen Wert von mindestens 0,6 für die kontemporäre Korrelation ($t = 0$) annehmen. Es ist also ein starker positiver statistischer Zusammenhang gegeben, der einen Gleichlauf von WES und BIP-Wachstumsrate darstellt. Rund 24% der Länder erreichen immerhin einen Korrelationskoeffizienten von 0,4 bis 0,6 und weisen damit einen schwachen linearen Zusammenhang zum BIP-Wachstum auf. Norwegen befindet sich knapp unterhalb dieser Marke. Spitzenwerte werden bei der EU 27 (0,85), der Eurozone (0,85), Finnland (0,81), Hongkong (0,80), Irland (0,88) und Spanien (0,89) erreicht. Der starke Zusammenhang ist vor allem dahingehend bemerkenswert, dass die Experten zu Beginn eines jeweils laufenden Quartals ihre Meinungen abgeben, d.h. noch über relativ wenige Informationen über die aktuelle wirtschaftliche Entwicklung verfügen. Hinsichtlich der beobachteten Unterschiede zwischen den Ländern stellt sich die Frage, ob ein positiver Zusammenhang zwischen der Korrelation und der Stichprobengröße besteht. Diese Vermutung kann durch eine OLS-Regression jedoch nicht bestätigt werden, das heißt, es

besteht kein signifikanter Zusammenhang zwischen diesen beiden Größen. Dies spricht für die Güte der Expertenmeinungen, die nicht vorrangig von der Quantität, sondern vielmehr von der fachlichen Kompetenz abhängt.

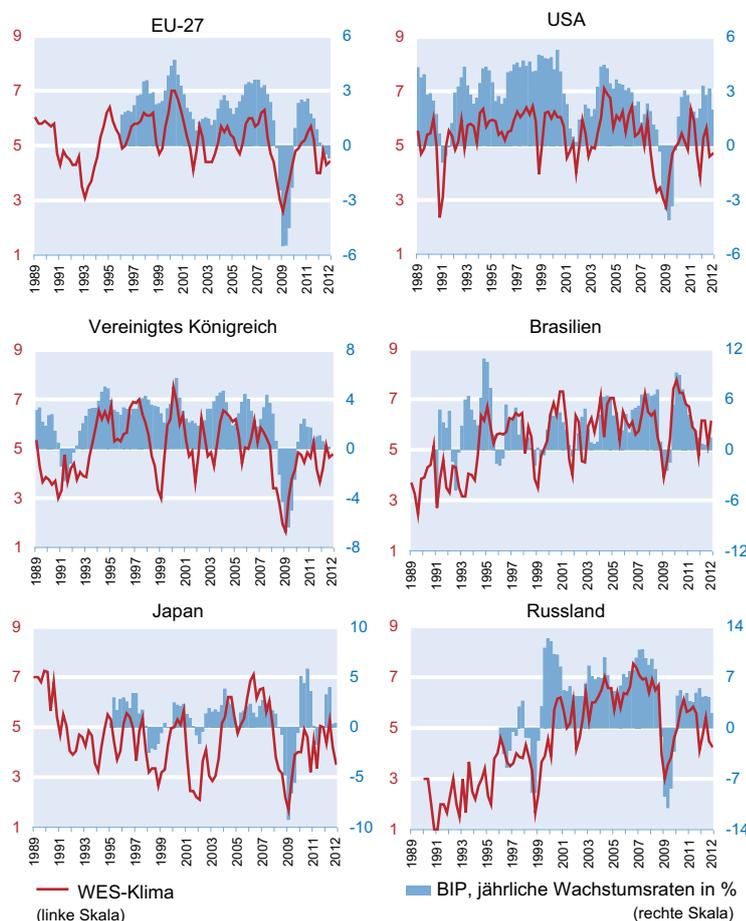
Wird der Verlauf des Wirtschaftsklimaindiktors von einem Quartal betrachtet, bleiben die Ergebnisse sehr gut. Erneut beträgt in mehr als 70% der Fälle die Korrelation mehr als 0,6. In einigen ausgewählten Ländern, wie z.B. Chile oder Portugal, ist die Korrelation sogar leicht größer. Die höchste Korrelation weist Spanien mit 0,93 bei einem Vorlauf von zwei Quartalen auf.

Insgesamt sind die Ergebnisse sehr vielversprechend. Das WES-Wirtschaftsklima zeigt einen guten bis sehr guten Zusammenhang mit der tatsächlichen Wirtschaftsentwicklung auf. Kreuzkorrelationen geben zwar keine Auskunft über die tatsächliche Wachstumsrate, jedoch geben sie einen Hinweis, in welche Richtung sich die Wachstumsrate im jeweiligen Land entwickeln wird.

Rollierende Korrelation

Die bisherigen Ergebnisse könnten in vielerlei Hinsicht verzerrt sein. Nur im Fall einer langen Zeitreihe mit einer hohen Korrelation kann von einem stabilen Zusammenhang ge-

Abb. 1
Vergleich zwischen WES-Wirtschaftsklima und Bruttoinlandsprodukt, Quartalswerte



Quelle: OECD; Ifo World Economic Survey.

sprochen werden. Eine hohe (niedrige) Korrelation kann bei einem kurzen Beobachtungszeitraum rein zufällig sein, weil die Stichprobe zu klein ist. Aber auch eine niedrige Korrelation bei einer langen Zeitreihe muss nicht unbedingt darauf hindeuten, dass der Indikator keine Prognosekraft für die Referenzreihe hat. Dies ist dann z.B. der Fall, wenn der Zusammenhang am Beginn des Beobachtungszeitraums eher schwach ist, aber im Zeitablauf zunimmt. In diesem Fall ist die Korrelation eher durchschnittlich.

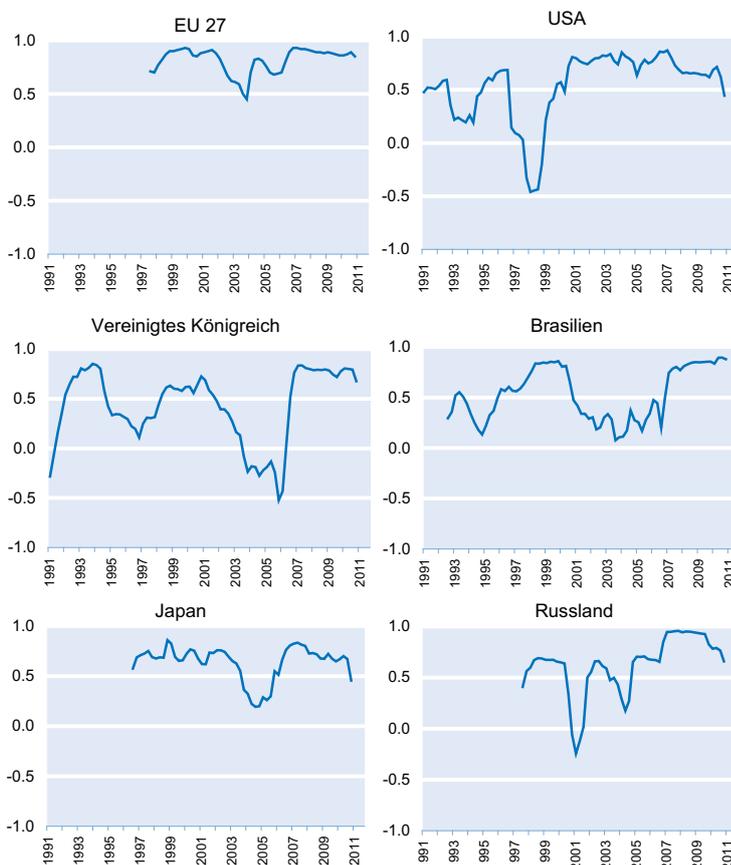
Um diesem Problem zu begegnen, werden sogenannte rollierende Korrelationen ermittelt. Dabei wird die Korrelation über ein bestimmtes Zeitfenster berechnet. Dieses Fenster wird dann rollierend in der Zeit nach vorne geschoben. Hat das Fenster z.B. eine Größe von 7, wird die Korrelation zum Zeitpunkt t , mit den Beobachtungen von $t - 3$ bis $t + 3$ berechnet. Bei der Wahl des Fensters besteht ein potenzieller Trade-off. Wird das Fenster zu klein gewählt, dann besteht die Gefahr, dass der Zusammenhang nur unzureichend erfasst wird. Darüber hinaus sind die rollierenden Korrelationen sehr erratisch und lassen kaum Schlussfolgerungen zu. Bei einem sehr großen Fenster ist der erfasste Zusam-

menhang sehr zuverlässig, jedoch verkürzt sich das Beobachtungszeitraum zum Teil erheblich, da am Anfang und am Ende jeweils Beobachtungen zur Berechnung wegfallen. In der vorliegenden Analyse wird ein Fenster von 15 Quartalen verwendet. Dies entspricht einem Zeitraum von knapp vier Jahren.

In rund 83% der beobachteten Länder nimmt die Korrelation im Lauf der Jahre zu. Dies kann auf einen Lernprozess der Befragten hindeuten, die mit der Zeit lernen, die gesamtwirtschaftliche Entwicklung immer treffender einzuschätzen. In Abbildung 2 werden die Ergebnisse für die bereits erwähnten fünf Länder und die EU 27 dargestellt. Die Ergebnisse lassen sich am besten in Zusammenhang mit Abbildung 1 interpretieren.

Die besten Ergebnisse werden bei der EU 27 erzielt. Der Korrelationskoeffizient von 0,85 weist auf einen durchschnittlich sehr starken linearen Zusammenhang hin. Die rollierende Korrelation schwankt zwischen Werten von 0,45 und 0,93.

Abb. 2
Rollierende Korrelationen
Quartalswerte



Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Betrachtet man die rollierende Korrelation der USA, fällt auf, dass diese abgesehen von einem Ausreißer 1998 durchweg stark ausgeprägt ist und einen positiven Trend aufweist, also sich im Laufe der Zeit sogar verbessert. 1998 verschlechterte sich das ifo Wirtschaftsklima in den USA aufgrund sehr pessimistischer Erwartungen. Die Lagekomponente hielt sich dagegen im gesamten Jahr auf relativ gutem Niveau. Die von vielen Experten erwartete Verschlechterung steht wahrscheinlich mit der damaligen Südostasienkrise in Verbindung. Viele Experten rechneten womöglich mit einer Ansteckung über den Handelskanal. Tatsächlich kam es in den USA zu keinem Wirtschaftseinbruch. Das Platzen der Dotcom-Blase im Jahr 2000 sowie die Wirtschaftskrise von 2007 wurden von den Experten richtig eingeschätzt. Die Korrelation schwankt um einen Mittelwert von 0,67 und erreicht einen Höchstwert von 0,87 2007.

Das Vereinigte Königreich kann trotz schwankenden Ergebnissen noch eine mittlere Korrelation von 0,66 vorweisen. Die Zeitreihen machen deutlich, dass die WES-Experten an eine schnellere Überwindung der Rezession 1991 glaubten. Während die Lage in dem Zeitraum durchgängig schlecht beurteilt wurde, schnellten die Erwartungen bereits ab dem zweiten Quartal in den positiven Bereich, was zu einem besseren Wirtschaftsklima

führte als das tatsächlich eingetretene. Seit der Weltwirtschaftskrise 2007 wurden durchweg hervorragende Ergebnisse erzielt und die Korrelation schwankt seither zwischen 0,68 bis 0,84.

Trotz der sehr volatilen wirtschaftlichen Entwicklung Brasiliens spricht eine durchgängig positive Korrelation für die treffende Urteilskraft der Experten. Die rollierende Korrelation stieg im Lauf der Zeit an und schwankt seit 2007 zwischen 0,77 und 0,89. Während der Wirtschaftsklimaindikator die Brasilienkrise 1999 recht gut abbildet, entsprach der Verlauf des Indikators in den Jahren 2002 und 2003 nicht dem tatsächlichen Konjunkturverlauf.

In Japan gibt es eine durchweg positive Korrelation, einzig Ende 2003 sinkt der Korrelationskoeffizient auf 0,19 ab, schwankt aber sonst um einen Mittelwert von 0,54 und erreicht einen Höchstwert von 0,86 Ende der 1990er Jahre. Dennoch wird an diesem Beispiel deutlich, dass nicht alle Entwicklungen vorhersehbar sind. Der Wirtschaftseinbruch Anfang 2011 infolge des Erdbebens und der daraus resultierenden Nuklearkatastrophe von Fukushima konnte von den WES-Experten nicht in dem Ausmaß erkannt werden. Dagegen lag die Einschätzung des Wirtschaftsklimas zu Zeiten der Finanz- und Wirtschaftskrise ab 2007 richtig.

Ebenfalls beachtlich ist die meist sehr treffende Einschätzung der russischen Experten. Durchschnittlich liegt die Korrelation bei 0,72. Lediglich 2001 herrscht eine geringfügig negative Korrelation. Beim Betrachten von Abbildung 1 wird deutlich, dass in diesem Jahr das Wirtschaftsklima im Vergleich zum BIP-Wachstum einen sehr ähnlichen Verlauf, jedoch eine leichte zeitliche Verzögerung aufweist. An diesem Beispiel wird deutlich, dass aufgrund der frühzeitigen Erhebung der WES-Umfragen am Ende des ersten Quartalsmonats bisweilen nicht alle relevanten Informationen zur Wirtschaft im jeweiligen Quartal enthalten sind, sondern zum Teil mit zeitlicher Verzögerung abgebildet werden. Auch hier steigt die rollierende Korrelation im Zeitverlauf an und sinkt ab Anfang 2005 nicht mehr unter den Wert von 0,65.

Prognosebias und -effizienz

In der WES-Umfrage des zweiten Quartals wird jeweils auch die quantitative Punktprognose für das Wachstum des BIP für das laufende Jahr abgefragt.³ Nun kann getestet werden, inwieweit diese Angabe mit der tatsächlichen Jahreswachstumsrate in den jeweiligen Ländern übereinstimmt. Zunächst soll untersucht werden, wie groß die durchschnittlichen Prognosefehler sind. Sei $y_{t,i}$ die realisierte Wachstumsrate im Jahr t von Land i . Die entsprechende Prognose wird mit $p_{t,i}$ bezeichnet. Ob die Prognosen einen Bias, d.h. eine

systematische über- oder Unterschätzung, aufweisen, kann mit folgender Regression getestet werden:

$$(1) \quad y_{t,i} - p_{t,i} = b_i + u_{t,i}$$

Die Gleichung (1) regressiert die Prognosefehler auf eine Konstante b_i (Bias). Die Variable $u_{t,i}$ stellt den Fehlerterm dar. Im Fall unverzerrter Prognosen gilt $b_i = 0$, was für jedes Land getestet wird. Wenn $b_i > 0$, dann sind die Prognosen der Experten für das BIP im Durchschnitt zu niedrig (pessimistisch), falls $b_i < 0$ zu hoch (optimistisch).

Zusätzlich können die Prognosen auf ihre Effizienz getestet werden. Eine schwache Form der Effizienz ist durch folgende Gleichung gegeben:

$$(2) \quad y_{t,i} = a_i + b_i p_{t,i} + u_{t,i}$$

Dabei wird gleichzeitig getestet, ob $a_i = 0$ und $b_i = 1$. Im Falle einer Ablehnung der Nullhypothese nehmen die Prognosefehler mit dem Niveau der Prognose zu oder ab.

Eine stärkere Form der Effizienz (semistärke Effizienz) wird mit folgender Gleichung getestet:

$$(3) \quad y_{t,i} - p_{t,i} = a_i + c_i (y_{t-1,i} - p_{t-1,i}) + u_{t,i}$$

Hierbei wird untersucht, ob die Experten aus ihren eigenen Prognosefehlern lernen. Wenn dies der Fall ist, dann ist c_i nicht signifikant von null verschieden. Die Prognosefehler sind dann nicht autokorreliert.

In Tabelle 2 sind die Ergebnisse für alle drei Tests (Gleichung 1 bis 3) dargestellt. Für jedes Land und jeden Test ist jeweils ein Koeffizient aus der Schätzgleichung angegeben. Zusätzlich wird die Entscheidung, ob die Nullhypothese abgelehnt werden kann oder nicht, angegeben. Ein *Nein* entspricht jeweils der Entscheidung, dass die Hypothese nicht abgelehnt werden kann – was dem gewünschten Ergebnis entspricht.

Mit Blick auf den Prognosebias fallen die Ergebnisse sehr gut aus. In 32 von 45 Fällen ist der durchschnittliche Prognosefehler kleiner als 0,5 Prozentpunkte. In einigen Fällen ist die Prognose durchschnittlich sogar sehr nah an dem tatsächlich realisierten Wert, wie z.B. in den USA, der Tschechischen Republik, Japan und der EU 27. In nur zwei Fällen, Irland und Italien, weichen die Prognosen systematisch von ihren Realisationen ab.

Die Form der schwachen Effizienz wird auch in einer Mehrheit der Länder erfüllt. Nur in Bulgarien, Finnland, Indonesien, Irland, Italien, Kanada, Österreich, Slowenien und Uruguay nehmen die Prognosefehler mit dem Niveau der Prognosen zu. Das heißt, je höher das Wachstum, desto größer

³ Im Wortlaut: »Expected growth of real Gross Domestic Product (GDP) this year in %: ...«

Tab. 2
Tests auf Prognosebias und -effizienz

Test	Bias		Schwache Effizienz		Semistarke Effizienz	
	Gleichung (1)		Gleichung (2)		Gleichung (3)	
	b = 0		a = 0 und b = 1		c = 0	
Land	b	Signifikant?	b	Signifikant?	c	Signifikant?
Argentinien	1,05	nein	1,29	nein	0,32	nein
Australien	0,36	nein	0,89	nein	- 0,18	nein
Belgien	0,09	nein	0,96	nein	- 0,32	nein
Brasilien	0,09	nein	0,86	nein	- 0,34	nein
Bulgarien	0,10	nein	1,49	ja	0,09	nein
Chile	0,76	nein	1,25	nein	0,04	nein
Dänemark	- 0,35	nein	1,61	nein	0,19	nein
Deutschland	0,20	nein	1,31	nein	0,16	nein
Estland	1,04	nein	1,49	nein	0,32	nein
EU 27	0,10	nein	1,29	nein	0,16	nein
Eurozone	- 0,11	nein	1,26	nein	0,00	nein
Finnland	- 0,40	nein	1,51	ja	0,24	nein
Frankreich	- 0,21	nein	1,23	nein	0,04	nein
Hongkong	- 0,11	nein	0,92	nein	0,01	nein
Indien	0,26	nein	0,87	nein	- 0,02	nein
Indonesien	0,56	nein	1,20	ja	0,03	nein
Irland	1,33	ja	1,28	ja	0,25	nein
Italien	- 0,45	ja	1,34	ja	- 0,06	nein
Japan	- 0,09	nein	1,19	nein	- 0,01	nein
Kanada	- 0,13	nein	1,50	ja	0,32	nein
Lettland	1,28	nein	0,90	nein	0,32	nein
Mexiko	0,29	nein	1,43	nein	- 0,05	nein
Neuseeland	0,30	nein	1,44	nein	0,12	nein
Niederlande	0,43	nein	1,25	nein	0,42	ja
Norwegen	- 0,05	nein	0,94	nein	0,40	nein
Österreich	0,35	nein	1,31	ja	0,18	nein
Philippinen	- 0,16	nein	0,96	nein	- 0,07	nein
Polen	0,30	nein	1,05	nein	0,15	nein
Portugal	0,32	nein	1,38	nein	0,23	nein
Russland	0,66	nein	1,00	nein	- 0,05	nein
Schweden	0,59	nein	1,16	nein	0,13	nein
Schweiz	0,20	nein	1,40	nein	0,21	nein
Slowakei	1,01	nein	0,94	nein	0,32	ja
Slowenien	- 0,04	nein	1,80	ja	0,18	nein
Spanien	0,20	nein	1,26	nein	0,42	ja
Südafrika	0,09	nein	1,33	nein	0,17	nein
Südkorea	0,59	nein	1,11	nein	- 0,33	nein
Taiwan	0,55	nein	0,89	nein	- 0,14	nein
Thailand	- 0,15	nein	1,17	nein	0,18	nein
Tschech. Republik	- 0,04	nein	1,08	nein	0,36	nein
Türkei	0,38	nein	1,45	nein	- 0,27	nein
Ungarn	- 0,64	nein	1,34	ja	0,42	ja
Uruguay	0,69	nein	0,92	nein	0,06	nein
USA	- 0,01	nein	1,44	nein	0,46	ja
Vereinigtes Königreich	0,39	nein	1,35	nein	0,35	nein

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

der Prognosefehler in diesen Ländern. In den anderen Ländern besteht kein Zusammenhang zwischen Prognosefehlern und dem Niveau der Prognose.

Die semistarke Effizienz ist in fast 90% der untersuchten Länder erfüllt, das heißt, die Experten lernen aus ihren Fehlern und beziehen jeweils die aktuellsten ihnen zur Verfügung ste-

henden Informationen in ihre Erwartungsbildung mit ein. Nur im Fall der Niederlande, der Slowakei, Spaniens, Ungarns und der USA sind die Fehler autokorreliert.

Fazit

Die Ergebnisse zeigen deutlich, dass das ifo Wirtschaftsklima ein verlässlicher Indikator zur Bewertung der wirtschaftlichen Lage und Entwicklung des jeweiligen Landes ist. Die gelegentlichen Abweichungen zum BIP sind nicht überraschend, zumal die befragten Wirtschaftsexperten für die Bewertung der Wirtschaftslage und der erwarteten Entwicklung nicht nur rein die wirtschaftliche Aktivität sehen, sondern auch andere Faktoren wie Inflation, Arbeitsmarktverfassung, die politische Stabilität, Finanzierungsbedingungen oder die Armutsgrenze in ihre Beurteilung entsprechend miteinfließen lassen. Zudem können plötzlich eintretende Ereignisse, wie beispielsweise Naturkatastrophen oder Terroranschläge und deren eventuelle weitreichende Nachwirkungen nicht oder nur sehr schwierig vorhergesehen werden. Sicherlich lässt sich das Wirtschaftsgeschehen aufgrund der sich ändernden Rahmenbedingungen sowie des ständigen und teilweise sehr schnellen Wandels, dem wirtschaftliches Verhalten unterliegt, nicht exakt voraussehen. Dennoch weisen die Expertenmeinungen größtenteils in die richtige Richtung und können verlässlich Wendepunkte in der Konjunktur bestimmen. Zudem zeigte sich, dass auch die quantitativen Punktprognosen für das BIP für die große Mehrheit der untersuchten Länder unverzerrt und effizient sind. Das heißt, die WES-Experten haben im zweiten Quartal eine genaue und im Durchschnitt korrekte Vorstellung bezüglich der BIP-Jahreswachstumsrate.

Hervorzuheben ist, dass sich der Zusammenhang zwischen den Einschätzungen der Experten und dem tatsächlichen Konjunkturverlauf mit der Zeit in den meisten Ländern immer weiter verbessert hat. Daraus können gewisse Lerneffekte der Befragten abgeleitet und somit eine signifikante Verbesserung der Aussagekraft des Indikators im Verlauf der letzten 20 Jahre unterstellt werden. Ein weiterer Vorteil ist, dass die Qualität der Antworten nicht von der Anzahl der Experten pro Land abhängt, sondern das Meinungsbild von wenigen, aber hoch qualifizierten Fachexperten benötigt wird. Trotz weniger Schwächen ist und bleibt das ifo Weltwirtschaftsklima ein wichtiger Indikator für die Orientierung der Entscheidungsträger von Wirtschaft und Politik.

Literatur

Abberger, K., M. Frey, M. Kesina und A. Stangl (2009), »Indikatoren für die globale Konjunktur«, *ifo Schnelldienst* 62(16), 32–41.

Brand, D., G. Nerb, F.J. Klein und K. Stock (1990), »Construction and Performance of a World Economy Leading Indicator«, in: K.H. Oppenländer und G. Poser (Hrsg.), *Business Cycle Surveys with Special Reference to*

Pacific Basin Economies. Papers presented at the 19th CIRET Conference, Proceedings, Osaka 1989, Aldershot, 249–290.

Brand, D. und L. Pouquet (1993), *The Explanatory and Forecasting Power of the Economic Survey International*, CIRET Studien 49, ifo Institut, München.

Haupt, H. und S. Waller (2004), »Informationsgehalt von WES-Daten zur Inflationsprognose«, in: G. Goldrian (Hrsg.), *Handbuch der umfragebasierten Konjunkturforschung*, ifo Beiträge zur Wirtschaftsforschung Nr. 15, ifo Institut, München.

Henzel, S. und T. Wollmershäuser (2005), »An Alternative to the Carlson-Parkin Method for the Quantification of Qualitative Inflation Expectations: Evidence from the Ifo World Economic Survey«, *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis* 2, 321–352.

Henzel, S. und T. Wollmershäuser (2006), »The New Keynesian Phillips Curve and the Role of Expectations: Evidence from the Ifo World Economic Survey«, CESifo Working Paper No. 1694.

Hülsewig, O., J. Mayr und T. Wollmershäuser (2008), »Forecasting Euro Area Real GDP: Optimal Pooling of Information«, CESifo Working Paper No. 2371.

Nerb, G. und J. Plenk (2013), »ifo Weltwirtschaftsklima trübt sich leicht ein – Ergebnisse des 121. World Economic Survey (WES) für das dritte Quartal 2013«, *ifo Schnelldienst* 66(16), 35–46.

Nerb, G., J. Plenk, K. Wohlrabe und T. Wollmershäuser (2013), »CESifo World Economic Survey August 2013«, *CESifo World Economic Survey* 12(3).

Stangl, A. (2004), »World Economic Survey: Umfragen des ifo Instituts; Konzeption, Repräsentation, Qualitätssicherung«, in: G. Goldrian (Hrsg.), *Handbuch der umfragebasierten Konjunkturforschung*, ifo Institut für Wirtschaftsforschung, ifo Institut, München, 140–147.

Stangl, A. (2007a), »Internet Business Tendency Surveys«, *OECD Journal of Business Cycle Measurement and Analysis* 3(3), 387–400.

Stangl, A. (2007b), »Ifo World Economic Survey Micro Data«, *Journal of Applied Social Science Studies* 127, 487–496.

Stangl, A. (2009), *Essays on the Measurement of Economic Expectations*, Munich Dissertations in Economics 9823, Universität München, München.

Eine umfragebasierte Methode zur Quantifizierung qualitativer Inflationserwartungen des Ifo World Economic Survey¹

13

Steffen Henzel und Timo Wollmershäuser

Der Ifo World Economic Survey (WES) befragt vierteljährlich weltweit ca. 1 100 Experten aus nationalen und internationalen Organisationen in über 90 Ländern bezüglich ihrer Einschätzung wichtiger makroökonomischer Variablen in ihrem jeweiligen Land. Seit Juli 1991 wird auch nach der erwarteten Inflationsrate gefragt, wobei den Teilnehmern drei mögliche Antworten zur Auswahl stehen: »steigen«, »unverändert« oder »fallen«. Bislang wurden die Antworten als Saldo zusammengefasst und veröffentlicht. In diesem Beitrag wird eine neue Methode vorgestellt, diese qualitativen Inflationserwartungen zu quantifizieren.

Die Erwartungsbildung spielt eine zentrale Rolle in der Makroökonomie. So bestimmt beispielsweise die Erwartung über künftiges Vermögen in der Vorstellung der permanenten Einkommenshypothese den heutigen Konsum. In der neukeynesianischen Makroökonomie treffen Unternehmen heute Entscheidungen aufgrund ihrer Einschätzung der künftigen Grenzkosten, und für Zentralbanken sind Inflationserwartungen ein entscheidender Indikator der zukünftigen Preisentwicklung.

Wenn man Modelle, in denen Erwartungen über zukünftige ökonomische Variable eine Rolle spielen, empirischen Tests unterziehen will, unterstellen die meisten Ökonomen, dass die Akteure ihre Erwartungen rational bilden. Dabei wird die heutige Erwartung über die zukünftige Realisation mit der ex post beobachtbaren Realisation der Variable substituiert. Dieses Vorgehen, das auf einen Beitrag von Muth (1961) zurückgeht, hat den Nachteil, dass stets eine verbundene Hypothese über das zugrunde liegende Modell und die Form der Erwartungsbildung simultan getestet wird. Eine alternative Vorgehensweise bedient sich »modell-exogener« Erwartungen, die in der Regel aus Umfragen abgeleitet werden können. Die Form der Erwartungsbildung kann somit losgelöst vom betrachteten Modell untersucht werden, da die Annahme der Rationalität der Akteure nicht a priori unterstellt wird.

Der vorliegende Beitrag konzentriert sich auf die Gewinnung von quantitativen Inflationserwartungen, die aus den qualitativen Umfragedaten des Ifo World Economic Survey (WES) errechnet werden. Die Teilnehmer des WES haben die Möglichkeit, auf dem Fragebogen ein Fallen,

ein Gleichbleiben oder ein Steigen der Inflationsrate innerhalb der nächsten sechs Monate anzuzeigen. Die Ergebnisse der Umfrage wurden bislang als Saldo veröffentlicht, der anzeigt, in welche Richtung sich die Inflation nach der Erwartung der Mehrheit der Umfrageteilnehmer im jeweiligen Land entwickelt. Obwohl diese Vorgehensweise der Veröffentlichung von Umfrageergebnissen recht verbreitet ist, sind die gewonnenen Daten zur ökonomischen Analyse oftmals ungeeignet. Insbesondere geht bei einer einfachen Saldenbildung die Information über die Unsicherheit der Umfrageteilnehmer verloren.

Bisher angewandte Verfahren zur Quantifizierung qualitativer Umfragedaten, wie sie beispielsweise von Carlson und Parkin (1975), Pesaran (1984) oder Seitz (1988) entwickelt wurden, stützen sich bei der Umrechnung auf vergangene Realisationen der betrachteten Variable und nehmen unverzerrte Erwartungsbildung an. Da die Unverzerrtheit der Erwartungen eine der Hauptannahmen rationaler Erwartungen ist, stoßen diese Methoden immer dann an ihre Grenzen, wenn es gerade darum geht, die Form der Erwartungsbildung näher zu untersuchen.

Der vorliegende Beitrag stützt sich auf die von Carlson und Parkin (1974) verwendete Probability Methode. Anstatt bei der Quantifizierung auf vergangene Realisationen der Inflationsrate zurückzugreifen, wird die Umrechnung qualitativer Inflationserwartungen in quantitative Daten

¹ Der vorliegende Beitrag ist die Kurzfassung eines Beitrags mit dem Titel »An Alternative to the Carlson-Parkin Method for the Quantification of Qualitative Inflation Expectations: Evidence from the Ifo World Economic Survey«, der in Kürze als Ifo Working Paper erscheinen wird.

umfragebasiert vorgenommen. Durch eine Sonderfrage im WES konnten wir den oberen und unteren Schwellenwert ermitteln, von dem ab ein Umfrageteilnehmer bei gegebener aktueller Inflationsrate ein Steigen oder Fallen der Inflationsrate erwartet. Die mit Hilfe von der umfragebasierten Quantifizierungsmethode gewonnenen Inflationserwartungen werden am Ende des Beitrags im Hinblick auf die Frage untersucht, ob sich die von den traditionellen Methoden unterstellte Rationalität der Erwartungsbildung durch die Daten verifizieren lässt.

Der Ifo World Economic Survey

Der WES befragt weltweit ca. 1 100 Experten aus nationalen und internationalen Organisationen in über 90 Ländern bezüglich ihrer Einschätzung wichtiger makroökonomischer Variablen in ihrem jeweiligen Land. Die Umfrage wird vom ifo Institut für Wirtschaftsforschung in Kooperation mit der International Chamber of Commerce (ICC) in Paris viermal im Jahr (Januar, April, Juli und Oktober) durchgeführt.

Eine Frage zur erwarteten Inflationsrate ist zum ersten Mal im Juli 1991 aufgenommen worden. Die Teilnehmer werden gebeten, ihre Erwartung über die Inflationsrate ihres Heimatlandes in den kommenden sechs Monaten abzugeben. Der Fragebogen bietet dem Umfrageteilnehmer drei mögliche Antworten zur Auswahl: »steigen«, »unverändert« oder »fallen«. Bislang wurden die Antworten als Saldo zusammengefasst und veröffentlicht. Je nachdem, ob der Umfrageteilnehmer »steigen«, »unverändert« oder »fallen« ankreuzte, wurde jeder individuellen Antwort der Wert 9, 5 oder 1 zugeordnet. Der Saldo errechnet sich dann als Mittelwert der individuellen Antworten. Er kann somit Werte zwischen 1 und 9 annehmen, wobei der Bereich zwischen 4 und 6 als Erwartung einer unveränderten Inflationsrate interpretiert wird (vgl. Stangl 2004, für einen detaillierteren Überblick über den WES). Die Ergebnisse der Umfrage sind also zunächst rein qualitativ, da sie keine präzise Aussage über den erwarteten quantitativen Wert der zugrunde liegenden Variable liefern.

Die Probability Methode

Den Kern aller Quantifizierungsmethoden bildet die Probability Methode, die zuerst von Theil (1952) und später von Carlson und Parkin (1975) und Knöbl (1974) entwickelt wurde. Während Theil (1952) mit Daten des ifo Konjunkturtests der Jahre 1950–1952 arbeitete, standen bei letzteren bereits Inflationserwartungen im Mittelpunkt der Untersuchungen.

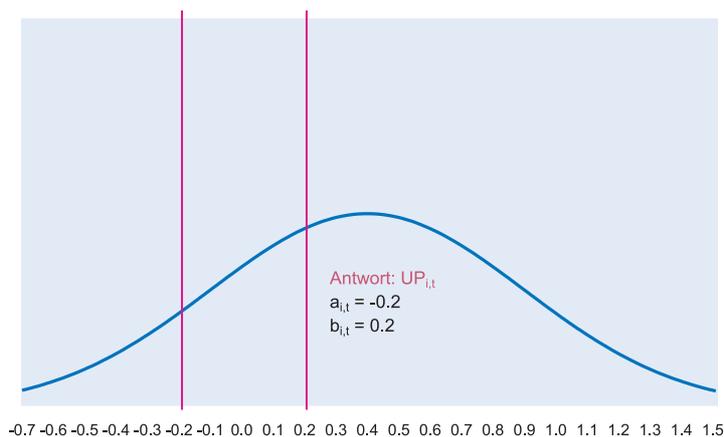
Die Konzeption

Als Ausgangspunkt der Quantifizierung dienen zunächst die qualitativen Antworten der Teilnehmer, die im Folgenden mit »UP_t«, »SAME_t« und »DOWN_t« bezeichnet werden. Hierbei steht »UP_t« beispielsweise für den Prozentanteil der Befragten, die zum Zeitpunkt t ein Steigen der Inflationsrate innerhalb der nächsten sechs Monate erwarten. Außerdem benötigt man die Basis der Erwartungsbildung, von der die Befragten bei der Einschätzung der zukünftigen Entwicklung der Inflationsrate ausgehen. Im Folgenden werden wir zeigen, dass der Informationsstand der Umfrageteilnehmer die jeweils im aktuellen Quartal veröffentlichte Inflationsrate ist. Ein so genanntes »Informations-Lag« kann somit ausgeschlossen werden. An dieser Stelle ist anzumerken, dass im WES nach der Veränderung der Inflationsrate gefragt wird. Daher muss bei der Umrechnung der erwarteten Inflationsrate im Rahmen der Probability Methode ebenfalls die Veränderung der Inflationsrate herangezogen werden, die im Folgenden mit $\Delta\pi_t$ bezeichnet werden soll.²

Ausgehend von dem jeweiligen Befragten wird nun angenommen, dass jede individuelle Antwort einer gewissen Unsicherheit unterliegt, die durch eine Wahrscheinlichkeitsverteilung um die erwartete Veränderung der Inflationsrate abgebildet wird. Ist letztere groß genug, so wird im Fragebogen ein Steigen oder Fallen angezeigt, je nach Vorzeichen der Abweichung (vgl. Abb. 1). Für die Abbildung wird zunächst willkürlich unterstellt, dass eine Veränderung der Inflationsrate von 0,2 oder mehr ausreicht, den Befragten zu veranlassen, ein Steigen der Inflationsrate im Fragebogen anzukreuzen.

² Dies steht im Gegensatz zur Untersuchung von Carlson und Parkin (1975), die die Veränderung des Preisniveaus untersuchen.

Abb. 1
Antwort von Teilnehmer i



Formal lässt sich das wie folgt darstellen:

- Die individuelle Antwort ist »DO_{i,t}«, wenn $E_t\Delta\pi_{i,t+k} < a_{i,t}$, wobei $a_{i,t}$ den linken Schwellenwert von Umfrageteilnehmer i bezeichnet und $E_t\Delta\pi_{i,t+k}$ die zum Zeitpunkt t erwartete Veränderung der Inflationsrate im Zeitpunkt $t+k$ ist.
- Die individuelle Antwort ist »UP_{i,t}«, wenn $E_t\Delta\pi_{i,t+k} > b_{i,t}$, wobei $b_{i,t}$ den rechten Schwellenwert bezeichnet.
- Die individuelle Antwort ist »SAME_{i,t}«, wenn $a_{i,t} \leq E_t\Delta\pi_{i,t+k} \leq b_{i,t}$. Keine Veränderung wird angezeigt, wenn die erwartete Veränderung der Inflationsrate innerhalb des durch $a_{i,t}$ und $b_{i,t}$ bestimmten Bandes liegt.

Im Allgemeinen gilt dabei, dass $a_{i,t} < 0 < b_{i,t}$. Zu klären bleibt nun, welche Form die Verteilungsfunktion annehmen soll und wie die einzelnen Verteilungen zu einer einzigen Maßzahl aggregiert werden können. Außerdem muss, ausgehend von der aktuellen Inflationsrate, der Schwellenwert bestimmt werden, ab dem der Befragte ein Steigen bzw. Fallen der Inflationsrate erwartet. Die Bestimmung dieses so genannten Indifferenzbandes wird auch der zentrale Aspekt des vorliegenden Beitrags sein.

Berechnung

Für die Verteilungsfunktion der individuellen Antworten wird im Allgemeinen unterstellt, dass sie normalverteilt und statistisch voneinander unabhängig sind. Unter Zuhilfenahme des zentralen Grenzwertsatzes kann dann die aggregierte Verteilung der Grundgesamtheit durch eine Normalverteilung beschrieben werden. Unterstellt man zusätzlich, dass die Schwellenwerte a_t und b_t für alle Personen identisch sind, so lässt sich die erwartete Veränderung der Inflationsrate wie folgt berechnen. Zunächst werden die prozentualen Anteile der Antworten (»UP_t« und »DO_t«) als Wahrscheinlichkeiten interpretiert, eine bestimmte Antwort aus der Grundgesamtheit zu erhalten:

$$(1) \quad UP_t = \Pr(\Delta\pi_{t+k} \geq b_t) \text{ oder } 1 - UP_t = \Pr(\Delta\pi_{t+k} \leq b_t),$$

$$(2) \quad DO_t = \Pr(\Delta\pi_{i,t+k} \leq a_t)$$

Die Wahrscheinlichkeit bestimmt sich nach der normierten Normalverteilung Φ :

$$(3) \quad 1 - UP_t = \Phi\left(\frac{b_t - E_t\Delta\pi_{t+k}}{\sigma_t}\right), \text{ und}$$

$$(4) \quad DO_t = \Phi\left(\frac{a_t - E_t\Delta\pi_{t+k}}{\sigma_t}\right),$$

wobei $E_t\Delta\pi_{i,t+k}$ der Erwartungswert und σ_t die Standardabweichung der aggregierten Verteilung der Inflationserwar-

tungen ist. Durch Elimination von σ_t lässt sich das Gleichungssystem nach $E_t\Delta\pi_{t+k}$ auflösen:

$$(5) \quad E_t\Delta\pi_{t+k} = \frac{b_t\Phi^{-1}(DO_t) - a_t\Phi^{-1}(1 - UP_t)}{\Phi^{-1}(DO_t) - \Phi^{-1}(1 - UP_t)}.$$

Gleichung (5) liefert einen Schätzer für den Erwartungswert der Verteilung der Inflationserwartungen in der Grundgesamtheit aller Befragten. Illustriert ist dies in Abbildung 2. Bei nach wie vor willkürlich unterstellten Schwellenwerten – $a_t = b_t = 0,2$ und der vorliegenden Aufteilung der Antworten errechnete sich eine erwartete Veränderung der Inflationsrate von 0,13 Prozentpunkten.

Eine Schwäche der Probability Methode liegt in der Annahme einer kontinuierlichen Verteilung für die Grundgesamtheit, was streng genommen eine unendliche Zahl von Umfrageteilnehmern voraussetzt. Eine Verletzung der Normalverteilungsannahme bei geringer Anzahl an Umfrageteilnehmern führt manchmal zu extremen Ergebnissen, die sich dann als Ausreißer in der Zeitreihe zeigen. Wenn »UP_t« oder »DO_t« gar den Wert 0 oder 1 annehmen oder wenn keiner der Befragten in der Kategorie »SAME_t« zu finden ist, ist eine Berechnung des Erwartungswertes überhaupt nicht möglich.³

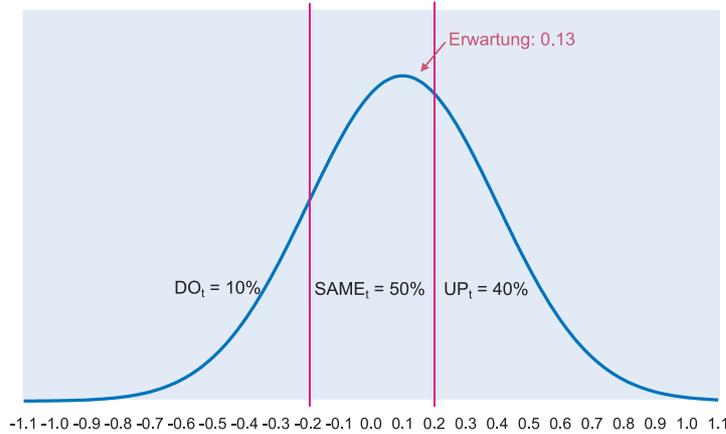
Bestimmung der Schwellenwerte

Wie bereits im letzten Abschnitt angesprochen, liegt das zentrale Problem der Probability Methode in der Bestimmung der Schwellenwerte a_t und b_t . In der bestehenden Literatur wird hierzu auf vergangene Realisationen der Inflationsrate zurückgegriffen und angenommen, dass Inflationserwartungen dem gleichen Muster folgen wie die realisierte Inflationsrate. Carlson und Parkin (1975) gehen insbesondere davon aus, dass der Mittelwert der vergangenen Realisationen und der Mittelwert der Erwartungen identisch sind. Dieses Vorgehen führt zwangsläufig dazu, dass die resultierende Erwartungsreihe per Annahme unverzerrt ist, was nach Muth (1961) eine notwendige Bedingung für rationale Erwartungen darstellt. Dieses Vorgehen erweist sich insbesondere dann als wenig sinnvoll, wenn die Eigenschaften des Erwartungsbildungsprozesses untersucht werden sollen.

Eine weitere restriktive Annahme, die Carlson und Parkin (1975) treffen, liegt in der Symmetrie der Schwellenwerte sowie in deren Konstanz über die Zeit ($-a_t = b_t \equiv c$). Letzteres impliziert, dass die Wahrnehmung der Inflationsrate nicht durch das inflationäre Umfeld beeinflusst wird. Es wird so-

³ In diesen Fällen mussten die Antworten leicht korrigiert werden, wobei darauf geachtet wurde, dass die Umfrageergebnisse qualitativ nicht verändert wurden. Dies geschah im ersten Fall durch Korrektur der jeweiligen Antwortkategorie um $1/(2n + 1)$, wobei n die Anzahl der Umfrageteilnehmer zum jeweiligen Zeitpunkt ist. Im Fall $SAME_t = 0$ subtrahieren wir $1/(2(2n + 1))$ von jeder der beiden anderen Kategorien.

Abb. 2
Probability Methode



mit unterstellt, dass die Umfrageteilnehmer das gleiche Indifferenzband benutzen (beispielsweise $\pm 0,2$ Prozentpunkte), unabhängig davon, ob die aktuelle Inflationsrate 2 oder 20% beträgt. Seitz (1988) löst das Problem symmetrischer und konstanter Schwellenwerte durch Schätzung eines Modells mit zeitvariablen Parametern.⁴ Allerdings kommt auch diese Methode nicht ohne die Annahme unverzerrter Erwartungsbildung aus.

Um die genannten Probleme zu umgehen und den tatsächlichen Erwartungsbildungsprozess untersuchen zu können, ohne a priori Rationalität anzunehmen, wurden die Schwellen auf Basis einer Umfrage ermittelt.

Beschreibung der Daten

Dazu wurden den Umfrageteilnehmern des WES im Juli 2004 folgende Sonderfrage gestellt:

The following Question focuses on the expectations regarding the rate of inflation (as asked in Question 4 of the WES questionnaire).

- a) The current rate of inflation (change of consumer prices compared to the same month previous year) is ____%.
- b) The expected rate of inflation must rise above ____% to make me mark »higher« in the WES questionnaire.
- c) The expected rate of inflation must fall below ____% to make me mark »lower« in the WES questionnaire.

⁴ Er schätzt folgendes Modell:

$$E_t \Delta \pi_{t+k} = b_t \frac{\Phi^{-1}(DO_t)}{\Phi^{-1}(DO_t) - \Phi^{-1}(1-UP_t)} + a_t \frac{\Phi^{-1}(1-UP_t)}{\Phi^{-1}(DO_t) - \Phi^{-1}(1-UP_t)}$$

wobei er die Koeffizienten a_t und b_t jeweils als reinen Zufallsprozess (»Random Walk«) modelliert.

Die Sonderfrage wurde von 437 Experten aus aller Welt beantwortet. Dadurch erhielten wir ein großes Spektrum an wahrgenommenen Inflationsraten. Die höchste vorherrschende Inflationsrate wurde mit einem Wert von 580% angegeben und die niedrigste hatte einen Wert von $-1,5\%$. Die meisten der Fragebögen (95%) wurden zwischen dem 5. Juli und dem 15. Juli zurückgesendet. Nicht alle Antworten waren verwertbar, so dass der Stichprobenumfang am Ende 285 Antworten umfasste.⁵

Zeitvariable Schwellenwerte

Die Idee, dass die Schwellenwerte keine über die Zeit konstanten Größen sind, sondern vielmehr über verschiedene Zustände variieren können, lässt sich auf ein Konzept aus der Psychophysik zurückführen. Weber (1834) und Fechner (1889) haben herausgefunden, dass die Wahrnehmung der Veränderung von physikalischen Reizen proportional von der Intensität des Basisreizes abhängt. Dieses Phänomen wird im Allgemeinen nach seinen Entdeckern als Weber-Fechner-Gesetz bezeichnet. Übertragen auf die Ökonomie bedeutet dies, dass die Veränderung der Inflationsrate umso größer sein muss, um überhaupt wahrgenommen zu werden, je höher die vorherrschende Inflationsrate ist.

Um das Weber-Fechner-Gesetz zu überprüfen, wurden folgende zwei Gleichungen mit Hilfe der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt:

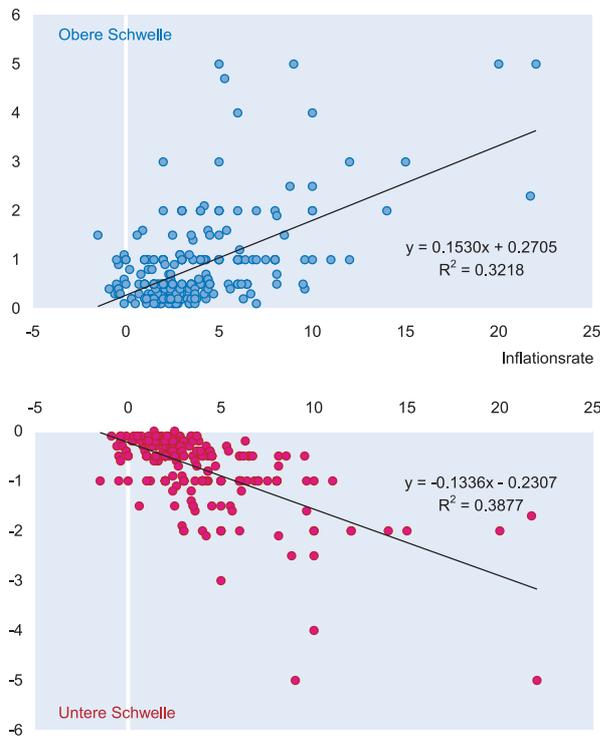
(6) $a = \alpha_0 + \alpha_1 \pi^p$

(7) $b = \beta_0 + \beta_1 \pi^p$,

wobei π^p die vom Befragten wahrgenommene Inflationsrate aus Teil a) der Sonderfrage ist. a ist der linke Schwellenwert wie in Teil b) angegeben und b die rechte Wahrnehmungsschwelle aus Teil c) der Sonderfrage. Die Konstanten in den Schätzgleichungen treten auf, da die Schwelle auch bei einer wahrgenommenen Inflationsrate $\pi^p = 0$ größer als null sein sollte. Die Ergebnisse sind in Abbildung 3 und Tabelle 1 dargestellt, wobei p-Werte für t-Tests in eckigen Klammern angegeben sind. Es zeigt sich, dass alle Koeffizienten einschließlich der Konstante signifikant sind und dass von der Theorie erwartete Vorzeichen haben. Daraus lässt sich ableiten, dass das Weber-Fechner-Gesetz tatsächlich eine gültige Erklärung zum Wahrnehmungsmuster der Inflationsrate liefert. Das Ergebnis der Querschnittsanalyse

⁵ In vielen Fragebögen wurde bspw. nur ein Schwellenwert angegeben. Außerdem blieben Länder mit einer Inflationsrate, die mehr als 22 betrug, unberücksichtigt. Würde man diese Länder in die Untersuchung mit aufnehmen, blieben die Ergebnisse allerdings nahezu unverändert.

Abb. 3
Schätzung des oberen und unteren Schwellenwerts



Quelle: Sonderfrage des ifo WES; eigene Berechnungen.

lässt sich als Beleg dafür interpretieren, dass die Schwellenwerte keine über die Zeit konstanten Größen sind, da sich die Inflationsrate im Normalfall ebenfalls über die Zeit hinweg verändert. Aus dem Wert der Koeffizienten lässt sich ablesen, dass die Veränderung der aktuellen Inflationsrate mehr als 13 bzw. 15% betragen muss (zuzüglich des Wertes der Konstanten), damit sie überhaupt wahrgenommen wird. Bei einer aktuellen Inflationsrate von bspw. 2% kreuzen die Teilnehmer des WES demnach »steigen« an, wenn sie erwarten, dass die Inflationsrate in sechs Monaten 2,6% oder mehr beträgt; entsprechend kreuzen sie »fallen« an, wenn sie erwarten, dass die Inflationsrate in sechs Monaten 1,5% oder niedriger ist.

Pesaran (1984) wies darauf hin, dass die Wahrnehmung der Inflation nicht notwendigerweise einem symmetrischen Muster folgen muss, da Wirtschaftssubjekte bspw. eine höhere Sensibilität gegenüber steigenden Inflationsraten aufweisen können. Zu dieser Beobachtung passt zunächst, dass nur 60% der Befragten ein symmetrisches Band angaben, wohingegen 26% (14%) angaben,

Tab. 1
Ergebnisse

	α_0	α_1	R^2
unterer Schwellenwert a	-0,2307 [0,00]	-0,1336 [0,00]	0,3877
	β_0	β_1	R^2
oberer Schwellenwert b	0,2705 [0,00]	0,1530 [0,00]	0,3218

dass der rechte Schwellenwert größer (kleiner) sei als der linke. Wir können diese These durch unsere Untersuchung jedoch nicht stützen. Zwar gilt für die Koeffizienten $\alpha_1 \neq \beta_1$. Aber der Unterschied erweist sich als nicht statistisch signifikant.⁶

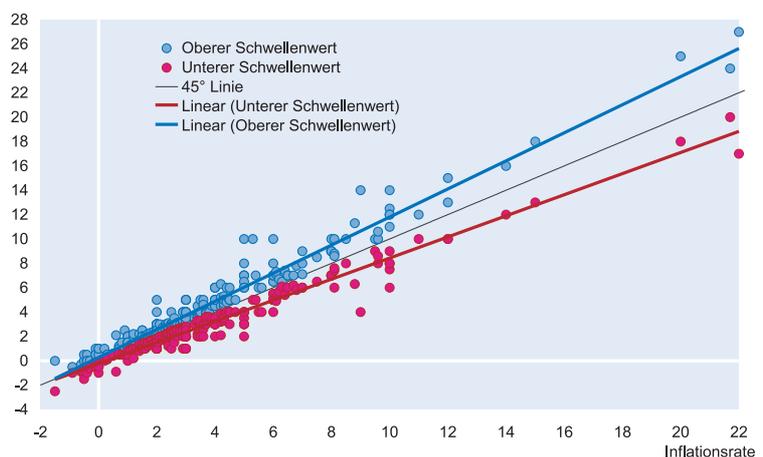
Abbildung 4 zeigt das aus der Schätzung resultierende Indifferenzband, in dem keine Veränderung wahrgenommen wird.

Ergebnisse zum Informations-Lag

Teil a) der gestellten Sonderfrage gibt Aufschluss über eine weitere Frage, die bei der Erwartungsbildung und der Quantifizierung von qualitativen Daten mit Hilfe der Probability Methode eine wichtige Rolle spielt. Es geht dabei um die Basis, oder präziser formuliert den Informationsstand, den die Umfrageteilnehmer beim Ausfüllen des WES haben. Da der Fragebogen von der Mehrheit der Personen in den ersten beiden Wochen im Juli 2004 beantwortet wurde lässt sich ermitteln, ob ein »Informations-Lag« der Be-

⁶ Die 5%-Konfidenzintervalle ergeben sich im Betrag zu $0.1141 < \alpha_1 < 0.1532$ und $0.1271 < \beta_1 < 0.1789$.

Abb. 4
Indifferenzband



Quelle: Sonderfrage des ifo WES; eigene Berechnungen.

Tab. 2
MAE und RMSE der aktuellen wahrgenommenen Inflationsrate

MAE			RMSE		
2004	M6	0.612	2004	M6	0.995
2004	M5	0.563	2004	M5	0.940
2004	M4	0.599	2004	M4	1.053
2004	M3	0.792	2004	M3	1.223
2004	M2	0.846	2004	M2	1.264
2004	M1	0.735	2004	M1	1.275
2004	Q2	0.535	2004	Q2	0.952
2004	Q1	0.770	2004	Q1	1.225
2003	Q4	0.789	2003	Q4	1.452

teiligten vorliegt, indem man die dort angegebene Inflation mit der tatsächlichen Realisation zu verschiedenen Zeitpunkten vergleicht. Als Maß für die durchschnittliche Abweichung sollen im Folgenden die Wurzel des mittleren quadratischen Fehlers (RMSE) und der mittlere absolute Fehler (MAE) dienen.⁷ Die Berechnungen sind in Tabelle 2 zusammengefasst.

Es zeigt sich, dass der kleinste Fehler auf Quartalsbasis für beide Fehlermaße im zweiten Quartal 2004 auftritt. Betrachtet man den MAE, so wird der Fehler nicht geringer wenn man die Berechnungen auf Monatsbasis durchführt. Der kleinste RMSE tritt jedoch auf, wenn man die Inflation im Mai 2004 auf Monatsbasis als Referenz betrachtet.⁸ Jedoch liegt der Wert nicht wesentlich über dem vom zweiten Quartal, so dass wir für die weitere Analyse davon ausgehen, dass kein Informations-Lag der Befragten vorliegt. Greift man auf die von uns eingeführte Schreibweise zurück, bedeutet dies, dass die Juli-Umfrage Inflationsänderungserwartungen $E_t \Delta \pi_{t+k}$ generiert, bei denen der Index t das zweite Quartal und $t + k$ das vierte Quartal bezeichnet.

Inflationserwartungen des WES

Mit Hilfe der oben beschriebenen Probability Methode und der Untersuchungen im vorigen Abschnitt lassen sich nun die im WES abgefragten qualitativen Inflationserwartungen in quantitative Daten umrech-

⁷ Der Unterschied der beiden Fehlermaße liegt darin, dass beim RMSE große Fehler stärker gewichtet werden als kleine. Beim MAE erfolgt keine Gewichtung der Fehler.

⁸ Da der Fragebogen des WES nur viermal im Jahr verschickt wird und dort eine Sechs-Monatsprognose abgefragt wird, erscheint eine Quartalsbetrachtung angebracht.

nen. Dazu wurden die durch Gleichungen (6) und (7) geschätzten Schwellenwerte a_t und b_t in Gleichung (5) eingesetzt. Ausgehend von den Erkenntnissen zum Informations-Lag wurde π^p durch die aktuelle Inflationsrate ersetzt, die für das jeweilige Land aus der OECD-Datenbank entnommen wurde.

Die Erwartungsdaten liegen für den Zeitraum Q2 1991 bis Q2 2004 vor.⁹ Abbildungen 5 und 6 zeigen die Ergebnisse der Berechnung für die Eurozone¹⁰, Frankreich, Deutschland, Italien, Japan, Großbritannien und die USA. Die Erwartungsdaten sind zum Zeitpunkt der Erwartungsbildung abgetragen und der Basis der Erwartungsbildung, also der im Quartal vorherrschenden Inflationsrate, gegenübergestellt.

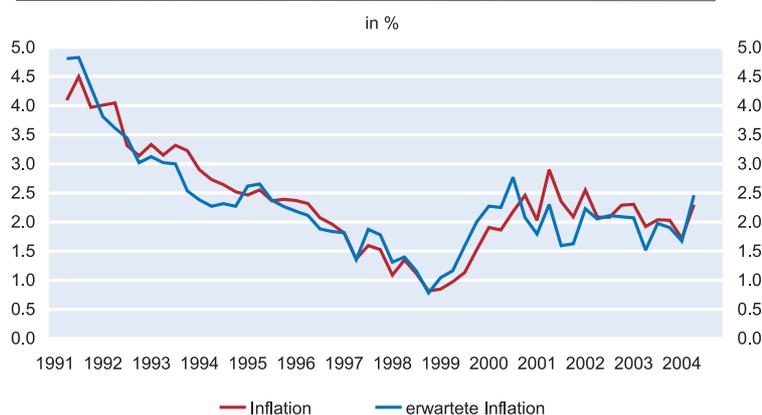
Eigenschaften des Erwartungsbildungsprozesses

In diesem Abschnitt sollen die Eigenschaften des Erwartungsbildungsprozesses näher untersucht werden und insbesondere der Frage nachgegangen werden, ob die Inflationserwartungen des WES rational im Sinne von Muth (1961) sind. Empirische Tests zur Rationalität von Erwartungen überprüfen zum einen, ob die Erwartungszeitreihen unverzerrt sind, und zum anderen, ob die zum Prognosezeitpunkt vorhandene Information effizient verwertet wurde (vgl. z.B. Roberts 1997).

⁹ Hier ist immer der Zeitpunkt gemeint, der mit dem Informationsstand bei der Erwartungsbildung übereinstimmt, und nicht der Zeitpunkt der Veröffentlichung des WES. Letzterer ist für die Untersuchung irrelevant.

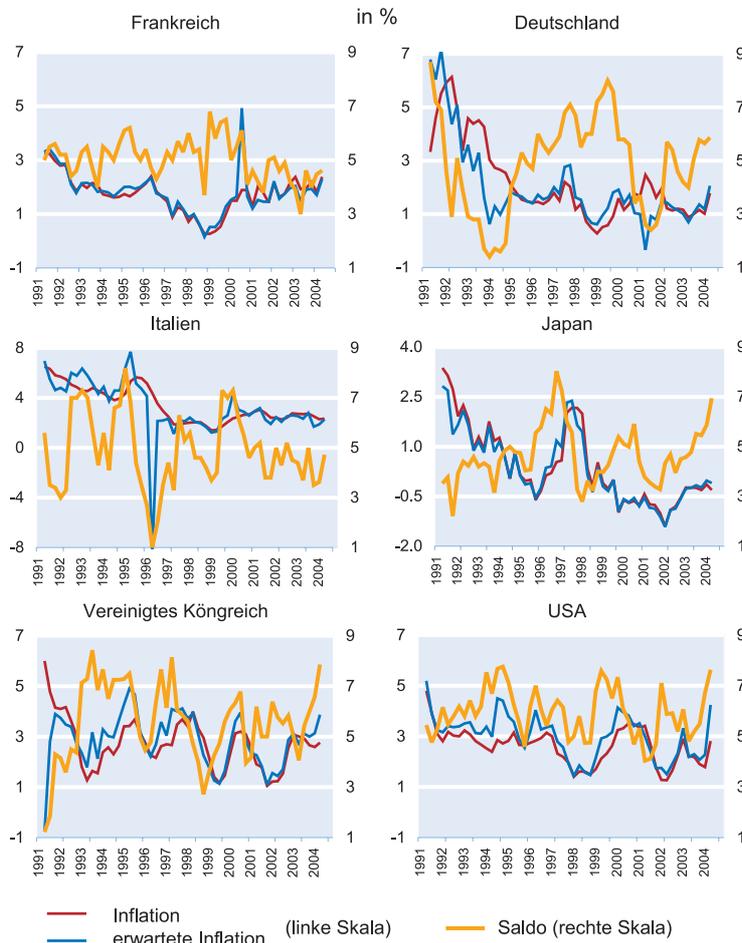
¹⁰ Inflationserwartungen für die Eurozone werden aus den Mikrodaten der Umfrage generiert, indem über die Anzahl der Antworten der jeweiligen Teilnehmerstaaten in jeder Kategorie der gewichtete Durchschnitt gebildet wird. Die Gewichte sind dabei identisch mit den Werten, die auch bei der Berechnung des Harmonisierten Verbraucherpreisindex (HVEPI) in der Eurozone Anwendung finden.

Abb. 5
Inflationserwartung Eurozone



Quelle: OECD; eigene Berechnungen.

Abb. 6
Inflationserwartungen



Quelle: OECD; eigene Berechnungen.

Da die von uns berechneten Inflationserwartungen im Gegensatz zur Vorgehensweise von Carlson und Parkin (1975) oder Seitz (1988) nicht mehr per Annahme unverzerrt sind, lassen sich die vorliegenden Zeitreihen jetzt sinnvoll auf Unverzerrtheit testen. Dazu überprüft man mittels eines t-Tests, ob der Prognosefehler c im betrachteten Zeitraum signifikant von null verschieden ist:

$$(8) \quad \pi_t - \bar{E}_{t-2}\pi_t = c + u_t.$$

In Tabelle 3 sind die Ergebnisse zusammengefasst. Der Wert in eckigen Klammern gibt das Signifikanzniveau zur Nullhypothese, dass c gleich null ist, an. Außerdem zeigt die Tabelle in den letzten drei Spalten die Signifikanzniveaus für Tests, die die Residuen u_t auf Autokorrelation hin überprüfen: der Ljung-Box-Q-Test (H_0 : keine Autokorrelation bis zur vierten Verzögerung) und der Lagrange-Multiplier-(LM-)Test (H_0 : keine Autokorrelation bis zur zweiten bzw. vierten Verzögerung). Die Ergebnisse weisen darauf hin, dass die meisten Inflationserwartungen unverzerrt sind,

da die geschätzten Werte für die Konstante c nicht signifikant von null verschieden sind. Eine Ausnahme bilden die Erwartungen für Großbritannien und die USA, die im Untersuchungszeitraum Q2 1991 bis Q2 2004 systematisch nach oben verzerrt waren.

Die Effizienz der Erwartungen kann auf zweierlei Art überprüft werden. Zum einen muss gelten, dass der Erwartungsfehler bei effizienten Erwartungen einem reinen Zufallsprozess folgt. Die Tests in Tabelle 3 zeigen jedoch, dass die Residuen mit Ausnahme von Italien und Japan nicht frei von Autokorrelation sind. Findet man Autokorrelation im Erwartungsfehler, so impliziert dies, dass ein Schock der Inflationsrate oder einer anderen ökonomischen Variable aus der Vergangenheit bei Bildung der Erwartungen nicht gebührend berücksichtigt wurde und der selbe Fehler wiederholt begangen wurde. Im vorliegenden Fall sind die Erwartungsfehler allerdings »überlappend«, da die Erwartungen für zwei Quartale im Voraus gebildet werden. Autokorrelation erster Ordnung ist also kein Beleg für ineffiziente Erwartungen, da ein Schock in der letzten Periode zum Zeitpunkt der Erwartungsbildung nicht bekannt war.

Zum anderen bedeutet die Effizienz von Erwartungen, dass die Erklärung des Erwartungsfehlers durch zusätzliche Variablen nicht signifikant verbessert werden kann. Um das zu überprüfen, regressiert man den Erwartungsfehler auf eine Reihe von Variablen Z_{t-2} , die zum Zeitpunkt der Erwartungsbildung

Tab. 3
Test auf Unverzerrtheit

Land	c	Q(4)	LM(2)	LM(4)
Eurozone	-0,02 [0,79]	0,00	0,16	0,00
Frankreich	-0,03 [0,73]	0,00	0,03	0,00
Deutschland	0,12 [0,51]	0,00	0,00	0,00
Italien	-0,19 [0,13]	0,24	0,11	0,33
Japan	-0,06 [0,49]	0,11	0,10	0,05
Großbritannien	-0,30 [0,05]	0,00	0,00	0,00
USA	-0,43 [0,00]	0,01	0,00	0,00

Tab. 4
Test auf Effizienz

Land	Erwartungsfehler (t – 3 bis t – 6)	Inflation (t – 2 bis t – 5)	Produktionslücke (t – 3 bis t – 6)	Dreimonats-Zins (t – 2 bis t – 5)
Eurozone	0,00	0,00	0,16	0,71
Frankreich	0,00	0,00	0,41	0,47
Deutschland	0,19	0,08	0,18	0,02
Italien	0,00	0,00	0,72	0,36
Japan	0,03	0,02	0,44	0,19
Großbritannien	0,05	0,00	0,46	0,09
USA	0,57	0,00	0,15	0,06

tungsbildung bekannt waren und die potenziell zur Erwartungsbildung nützlich sein können:

$$(9) \quad \pi_t - E_{t-2}\pi_t = \beta_0 + \phi Z_{t-2} + v_t.$$

Wir folgen hier Roberts (1997), der als Variablen verzögerte Werte des Erwartungsfehlers selbst, der Produktionslücke, der Inflationsrate und des Dreimonats-Zinses verwendet. Tabelle 4 zeigt die Wahrscheinlichkeiten für einen F-Test, der die Signifikanz der einzelnen Variablengruppen prüft. In die Regression wurden jeweils vier verzögerte Werte jeder Variablen aufgenommen. Aufgrund der bereits erwähnten Überlappung verwenden wir für den Erwartungsfehler die dritte bis sechste Verzögerung. Ähnliches gilt für die Produktionslücke, da das Bruttoinlandsprodukt, das zur Berechnung der Produktionslücke benötigt wird, erst mit einer Verzögerung von einem Quartal bekannt ist.¹¹

Die Ergebnisse der F-Tests in Tabelle 4 deuten auf eine ineffiziente Erwartungsbildung hin. In der Eurozone, Frankreich, Italien, Japan und Großbritannien haben verzögerte Erwartungsfehler einen Erklärungsgehalt für den aktuellen Erwartungsfehler, was als Hinweis daraufhin zu interpretieren ist, dass die Umfrageteilnehmer aus vergangenen Erwartungsfehlern nur langsam lernen. Darüber hinaus können – außer in Deutschland – vergangene Realisationen der Inflationsrate den Erwartungsfehler erklären. Dieses Ergebnis zeigt, dass die Persistenz der Inflationsrate von den meisten Umfrageteilnehmern unterschätzt wird. Die Produktionslücke und der Dreimonats-Zins erweisen sich als insignifikant (auf dem Fünf-Prozent-Niveau) in allen Ländern (mit Ausnahme Deutschlands beim Dreimonats-Zins), was daraufhin deutet, dass der Einfluss dieser Variablen auf die Inflationsrate bei Bildung der Inflationserwartungen angemessen berücksichtigt wird.

¹¹ Die Produktionslücke wurde als Abweichung des realen Bruttoinlandsprodukts von seinem HP-Filter berechnet. Reales Bruttoinlandsprodukt und nominaler Dreimonats-Zins wurden aus der OECD-Datenbank entnommen.

Schlussbemerkung

In diesem Beitrag wurde eine neue Methode vorgestellt, qualitative Inflationserwartungen des Ifo World Economic Survey, die bislang als Saldo aus den drei möglichen Antwortkategorien »fallen«, »unverändert« und »steigen« veröffentlicht wurden, zu quantifizieren. Den Kern der neuen Methode bildet eine Umfrage, in der das Band ermittelt wurde, innerhalb dessen die Umfrageteilnehmer bei gegebener Inflationsrate in sechs Monaten eine unveränderte Inflationsrate erwarten. Die Umfrage ergab, dass sich dieses so genannte Indifferenzband mit der Höhe der aktuellen Inflationsrate ausweitet. Interpretiert man diese Ergebnisse der Querschnittsanalyse als zeitvariable Schwellenwerte des Indifferenzbandes, können unter Verwendung der prozentualen Verteilung der qualitativen Antworten »fallen«, »unverändert« und »steigen« und der aktuellen Inflationsrate, konkrete Werte für die erwartete Inflationsrate in sechs Monaten berechnet werden. Der Beitrag zeigte, dass der Großteil der so berechneten Inflationserwartungen ein unverzerrter, aber ineffizienter Schätzer für die zukünftige Inflationsrate ist.

Literatur

- Carlson, J. und M. Parkin (1975), »Inflation Expectations«, *Economica* 42, 123–138.
- Fechner, G.T. (1889), *Elemente der Psychophysik*, Vol. 1, Breitkopf und Härtel, Leipzig.
- Knoebl, A. (1974), »Price Expectations and actual Price Behaviour in Germany«, *IMF Staff Papers* XXI, 83–100.
- Muth, J. (1961), »Rational Expectations and the Theory of Price Movements«, *Econometrica* 29(3), 315–335.
- Pesaran, M. (1984), »Expectations Formations and Macroeconomic Modelling«, in: P. Malgrange und P. Muet (Hrsg.), *Contemporary Macroeconomic Modelling*, Blackwell, Oxford, 27–55.
- Roberts, J.M. (1997), »Is Inflation Sticky?«, *Journal of Monetary Economics* 39(2), 173–196.
- Seitz, H. (1988), »The Estimation of Inflation Forecasts from Business Survey Data«, *Applied Economics* 20(4), 427–438.
- Stangl, A. (2004), »World Economic Survey«, in: G. Goldrian (Hrsg.), *Handbuch der umfragebasierten Konjunkturforschung*, ifo Beiträge zur Wirtschaftsforschung Bd. 15, ifo Institut, München, 140–147.
- Theil, H. (1952), »On the Time Shape of Economic Microvariables and the Munich Business Test«, *Revue de l'Institut International de Statistique*, 20, 105–120.
- Weber, E. (1834), *De pulsu, resorptione, auditu et tactu. Annotationes anatomicae et physiologicae*, C.F. Köhler, Leipzig.

Vor dem Hintergrund der Debatte über eine etwaige Deflation im Euroraum und – damit verbunden – der Diskussion über die Verankerung von Inflationserwartungen hat das ifo Institut im vergangenen Jahr beschlossen, im Rahmen der weltweiten Expertenbefragung »Ifo World Economic Survey«, kurz WES, seinen Fragenkatalog zur erwarteten Inflationsentwicklung zu erweitern. Die seit 1991 vierteljährlich gestellten Fragen zur angenommenen Inflationsrate im laufenden Jahr und zur Tendenz der Inflationsentwicklung im kommenden halben Jahr werden seit dem vierten Quartal 2014 um die Frage nach der erwarteten Inflationsrate in drei bis fünf Jahren erweitert. Die Ergebnisse dieser Frage, die sich wie alle anderen Frage des WES auf das Land beziehen, in dem die Befragten ihre Tätigkeit als Experten ausüben, werden für einzelne Länder sowie aggregiert für wichtige Wirtschaftsräume (wie z.B. den Euroraum) veröffentlicht. In diesem Beitrag wird eine erste Auswertung der bisherigen Befragungsergebnisse vorgenommen.

Seit 1981 ist es die Aufgabe des Ifo World Economic Survey (WES), vierteljährlich ein möglichst aktuelles Bild der Wirtschaftslage und bestimmter Zukunftsperspektiven für rund 120 Industrie-, Schwellen- und Entwicklungsländer zu liefern. Die etwa 1 100 Befragungsteilnehmer sind vorwiegend in Wirtschaftsforschungsinstituten, Universitäten und Finanzinstituten wie etwa Banken und Versicherungen tätig. Darüber hinaus sind aber auch Experten aus (Industrie-)Unternehmen und Konzernen, Verbänden und Industrie- oder Handelskammern vertreten. Diese Teilnehmerstruktur des WES liefert einen gewissen Mehrwert im Vergleich zu anderen Experten- oder Konjunkturbefragungen, die hinsichtlich ihres Befragungskreises entweder wesentlich homogener aufgestellt sind (weil sie bspw. nur Finanzmarktexperten befragen) oder nur Prognosen für einzelne Länder bzw. Länderaggregate (wie z.B. den Euroraum) abfragen.

Bislang gibt es nur wenige Umfragen zur mittelfristigen Inflationsentwicklung. Beim Survey of Professional Forecasters (SFP) der Europäischen Zentralbank (EZB) werden seit 1999 vierteljährlich Inflationsraten für mehrere Zeithorizonte im Euroraum abgefragt. Hierbei gibt es aber keine Daten zu einzelnen Mitgliedsländern. Der Befragungskreis ist ähnlich wie beim WES, da es sich um Experten in Finanz- und Nicht-Finanzinstituten handelt. Die Anzahl der durchschnittlich erhaltenen Antworten beträgt 58. Veröffentlicht werden sowohl der Mittelwert und der Median der Punktprognosen als auch deren Häufigkeitsverteilung. Einen weiteren umfragebasierten Indikator der Inflationserwartungen liefert Consensus Economics.

Der Befragungskreis setzt sich aus Experten in Forschungsinstituten und Banken zusammen, die aufgrund ihres Arbeitsumfelds regelmäßig Prognosen erstellen. Die Umfrage läuft zwar monatlich, langfristige Prognosen gibt es aber nur halbjährlich jeweils im April und Oktober in Form von Sonderumfragen. In diesen werden Inflationserwartungen für einzelne Länder und für den Euroraum insgesamt für mehrere Zeithorizonte (laufendes Jahr sowie jedes einzelne Folgejahr bis zu fünf Jahren) abgefragt. Anders als beim SPF geht der Prognosehorizont bei der Umfrage von Consensus Economics zudem über fünf Jahre hinaus und beinhaltet auch Durchschnittsprognosen mit einem Zeithorizont von sechs bis zehn Jahren. Die Anzahl der befragten Institutionen variiert je nach Land zwischen 14 und 30. Die Umfrage von Consensus Economics deckt etwa 85 Länder in West- und Osteuropa, Asien und Amerika ab. Allerdings sind die Daten schwer zugänglich. In Datenprovidern wie Datastream ist ein zusätzliches kostenpflichtiges Abonnement für diese Dienste notwendig.

Die Ausführungen machen deutlich, dass es hier durchaus einen Bedarf an weiteren Indikatoren zur mittelfristigen Inflationsentwicklung gibt: zum einen für eine Vielzahl von Ländern, zum anderen auf einer regelmäßigen Basis und für eine breitere Masse zugänglich. Mit einem sehr breit aufgestellten Expertenpanel, das alle Länder des Euroraums und alle Regionen der Welt umfasst, hofft das ifo Institut, in Zukunft diese Lücke erfolgreich schließen zu können und einen Mehrwert zu den be-

reits vorhandenen umfragebasierten Indikatoren zu den Inflationserwartungen leisten zu können.

Zur Bedeutung mittelfristiger Inflationserwartungen

Das Interesse an einer Quantifizierung mittelfristiger Inflationserwartungen hat in den letzten zwei Jahrzehnten deutlich zugenommen. Einer der Gründe dafür dürfte die Entscheidung vieler Notenbanken weltweit gewesen sein, den Fokus ihrer geldpolitischen Strategie auf die direkte Inflationssteuerung, das sog. Inflation Targeting, zu richten. Grundidee dieser Strategie ist es, durch die Vorgabe eines konkreten Zielwertes für die Inflationsrate die Zielrichtung der Geldpolitik öffentlich festzulegen. Zu den Pionieren des Inflation Targeting zählt die Reserve Bank of New Zealand, die bereits im Jahr 1990 ihr Mandat darauf konzentrierte, ein quantitatives Inflationsziel zu erreichen. Bald darauf folgten Kanada (1991), Großbritannien (1992), Schweden (1992), Finnland (1992) und Spanien (1994). Auch die Europäische Zentralbank (EZB) orientierte ihre Geldpolitik von Beginn ihrer Tätigkeit im Jahr 1999 an am Ziel der Preisniveaustabilität, die der EZB-Rat bei einem Anstieg der Verbraucherpreise von unter, aber nahe 2% gewährleistet sieht. In den Vereinigten Staaten und in Japan wurden öffentliche Ankündigungen konkreter Zielwerte für die Inflationsrate erst im Nachgang der Weltfinanzkrise in den Jahren 2012 bzw. 2013 eingeführt. Aktuell verfolgen einer Übersicht der Internetplattform »Central Bank News« (<http://www.centralbanknews.info/>) zufolge Notenbanken in 55 Ländern bzw. Währungsräumen (Europäische Währungsunion, Westafrikanische Wirtschafts- und Währungsunion) direkte Inflationsziele.

Neben der Ausrichtung der Geldpolitik an einem konkreten Zielwert für die Inflationsrate ist ein elementarer Bestandteil des Inflation Targeting, dass das Inflationsziel nicht zu jedem Zeitpunkt erfüllt sein muss und dass kurzfristige Abweichungen durchaus im Einklang mit dem Mandat stehen. Dahinter verbirgt sich die Vorstellung, dass Notenbanken gar nicht in der Lage sind, unerwarteten Änderungen der Teuerungsrate, die sich beispielsweise aus der Rohstoffpreisentwicklung ergeben können, mit ihrem Instrumentarium zu begegnen. Bei der Umsetzung dieser Idee bedienen sich viele Notenbanken eines Zielkorridors von bspw. ± 1 Prozentpunkt, innerhalb dessen sich die Inflationsrate bewegen darf. Andere Notenbanken, wie z.B. die EZB oder die Bank of England, beschränken sich auf einen konkreten Zielwert; allerdings verweisen sie explizit darauf, dass dieser Wert nur innerhalb eines gewissen Zeitraums erreicht werden muss, da die Wirkung einer geldpolitischen Maßnahme nur mit zeitlichen Verzögerungen eintritt.¹ Insbesondere die EZB ver-

weist in ihren Stellungnahmen darauf, dass sie bei der Verfolgung ihres Mandats bestrebt ist, die Teuerungsrate im Eurowährungsgebiet mittelfristig unter, aber nahe 2% zu halten (vgl. Europäische Zentralbank 2011, S. 9). Unklar bleibt indes bei dieser Zieldefinition, wie lange die mittlere Frist aus Sicht der Notenbank dauert.

Vor dem Hintergrund dieses mittelfristigen Elements der Zieldefinition erfolgt die Evaluation der geldpolitischen Strategie einer Notenbank häufig unter Verwendung mittelfristiger Inflationserwartungen. Sie stellen ein Maß für die Glaubwürdigkeit des von der Notenbank formulierten Inflationsziels dar. Aus den Publikationen der EZB kann entnommen werden, dass der ungefähre Zeithorizont, der mit der mittleren Frist am ehesten in Einklang steht, bei fünf Jahren liegt. So legt die EZB in ihrer Kommunikation besonderen Wert auf die fünfjährigen Inflationserwartungen, die sie im Rahmen ihres eigenen Survey of Professional Forecasters regelmäßig erhebt (vgl. Europäische Zentralbank 2012). Solange die Erwartungen der Wirtschaftsakteure am Inflationsziel verankert sind, geht das Inflationsziel bei der Festlegung mehrjähriger nominaler Kontrakte (Lohnabschlüsse, Mietverträge, Kreditverträge) implizit als erwartete Preissteigerungsrate in den Kontrakt ein. Je mehr solcher Kontrakte auf dieser Basis geschlossen werden, desto höher ist die Wahrscheinlichkeit, dass die Inflationsrate in der mittleren Frist tatsächlich dem Inflationsziel entspricht. Würden sich die Inflationserwartungen über längere Zeit vom Inflationsziel entfernen, würden die nominalen Kontrakte entsprechend angepasst, und die zukünftige Inflationsrate würde vom Inflationsziel abweichen. Auf eine solche Entankerung müsste die Notenbank mit überzeugenden und möglicherweise kostspieligen Maßnahmen reagieren, um ihre Glaubwürdigkeit zurückzugewinnen.

Ausgewählte Ergebnisse zu den mittelfristigen Inflationserwartungen

Im Ifo World Economic Survey vom vierten Quartal 2014 wurden die Experten erstmals nach ihren mittelfristigen Inflationserwartungen gefragt. Die genaue Fragestellung, die die Experten überwiegend in den ersten beiden Wochen des ersten Monats des jeweiligen Quartals beantworten, lautet: »The expected rate of inflation in 3 to 5 years will be ___%.«² In Tabelle 1 sind die Ergebnisse (Mittelwert, Median, Anzahl der jeweiligen Befragungsteilnehmer im jeweiligen

would be neither possible nor desirable. Interest rates would be changing all the time, and by large amounts, causing unnecessary uncertainty and volatility in the economy. Even then it would not be possible to keep inflation at 2% in each and every month. Instead, the MPC's [Monetary Policy Council's] aim is to set interest rates so that inflation can be brought back to target within a reasonable time period without creating undue instability in the economy.«

² Um eine bessere Vergleichbarkeit mit anderen Umfragen zu gewährleisten, soll vom zweiten Quartal 2015 an nach dem fünfjährigen Zeithorizont gefragt werden: »The expected rate of inflation in 5 years will be ___%.«

¹ Die Bank of England (2015) schreibt auf ihrer Homepage: »A target of 2% does not mean that inflation will be held at this rate constantly. That

Tab. 1
Mittelfristige Inflationserwartungen in ausgewählten Ländern (in %)

	Mittelwert		Median		N (Anzahl)		Min		Max		Standardabweichung	
	IV/14	I/15	IV/14	I/15	IV/14	I/15	IV/14	I/15	IV/14	I/15	IV/14	I/15
Belgien	1,5	1,4	1,5	1,3	17	18	0,5	0,5	2,0	2,0	0,5	0,5
Deutschland	1,8	1,7	1,8	1,5	48	43	0,5	1,0	5,0	5,0	0,6	0,6
Estland	2,4	3,3	2,4	3,3	2	2	1,7	3,0	3,0	3,5	0,9	0,4
Finnland	1,6	1,5	1,6	1,5	23	22	0,6	0,2	2,5	2,0	0,4	0,4
Frankreich	1,4	1,4	1,3	1,0	14	12	0,8	0,8	2,5	3,0	0,5	0,7
Griechenland	1,5	1,2	2,0	1,1	11	11	-1,0	-1,0	3,0	2,0	1,1	0,9
Irland	1,4	1,7	1,5	2,0	4	3	1,0	1,2	1,6	2,0	0,3	0,5
Italien	1,5	1,4	1,5	1,2	21	17	0,7	0,6	3,0	2,5	0,7	0,5
Lettland	2,9	2,6	2,3	2,3	13	12	2,0	1,0	6,0	7,0	1,2	1,6
Litauen	2,2	2,6	2,0	3,0	7	6	1,0	1,5	3,5	3,0	1,0	0,7
Luxemburg	1,9	1,9	2,0	1,8	4	4	1,5	1,5	2,0	2,4	0,2	0,4
Niederlande	1,8	1,6	2,0	1,5	16	18	1,5	1,0	2,0	2,0	0,3	0,4
Österreich	1,8	1,8	1,9	1,8	16	13	0,9	1,5	2,6	2,5	0,4	0,3
Portugal	0,9	1,3	1,0	1,5	12	15	-0,5	-1,0	1,8	2,0	0,7	0,8
Slowakei	2,2	2,2	2,0	2,0	12	12	1,0	1,5	5,0	5,0	1,1	0,9
Slowenien	1,7	1,9	1,7	1,7	6	6	1,0	1,0	3,0	4,0	0,8	1,1
Spanien	1,6	1,6	1,5	1,5	32	35	0,5	0,5	3,0	4,0	0,6	0,7
Zypern	1,3	1,3	1,3	1,3	2	2	1,0	1,0	1,5	1,5	0,4	0,4
Euroraum	1,6	1,6	1,6	1,4	260	251	-1,0	-1,0	6,0	7,0	0,6	0,6
Japan	1,7	1,3	1,6	1,5	29	27	0,5	0,0	5,0	3,0	0,9	0,6
Großbritannien	2,4	2,1	2,1	2,0	11	10	1,8	1,1	4,0	3,0	0,6	0,6
USA	2,4	2,3	2,1	2,0	24	24	1,0	1,4	5,0	3,3	0,9	0,5
Schweiz	0,9	1,0	0,9	1,0	16	16	0,4	0,0	2,0	2,0	0,4	0,6

Anmerkung: Für Malta, das seit 2008 Mitglied der Europäischen Währungsunion ist, liegen keine Befragungsergebnisse vor.

Quelle: Ifo World Economic Survey (WES) IV/2014 und I/2015.

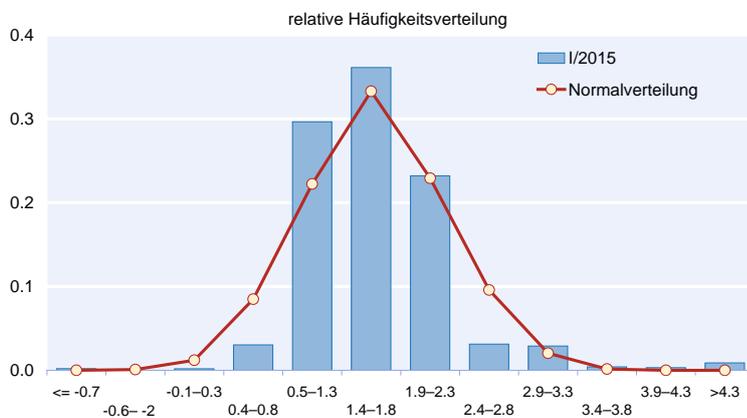
Land N, minimaler und maximaler Wert, sowie Standardabweichung) zu den mittelfristigen Inflationserwartungen beider Befragungswellen nach Ländern aufgeführt. Das Euroraumaggregat wurde, wie im WES üblich, als gewichteter Durchschnitt unter Verwendung von Außenhandelsanteilen am Welthandel errechnet.

Die mittelfristigen Inflationsschaussichten für die einzelnen Länder des Euroraums sind sehr unterschiedlich und reichen in der jüngsten Befragung von wenig über 1% in Griechenland, Zypern und Portugal bis zu deutlich über 2% in den baltischen Ländern. Im Durchschnitt des Euroraums wird den Experten zufolge die Inflationsrate in den Jahren 2018 bis 2020 bei 1,6% und damit weitgehend im mittelfristigen Zielkorridor der Europäischen Zentralbank von unter, aber nahe 2% liegen. Insgesamt dürften die zukünftigen Preissteigerungsraten in den von der Eurokrise am stärksten betroffenen Ländern niedriger ausfallen als in den Kernländern und den osteuropäischen Mitgliedsländern. Diese unterschiedlichen Inflationseentwicklungen leisten somit einen wichtigen Beitrag zur mittelfristigen Wiederherstellung der relativen preislichen Wettbewerbsfähigkeit innerhalb der Währungsunion.

Aus den insgesamt etwa 250 Meldungen, die von den Experten aus den Euroländern abgegeben wurden, kann eine Häufigkeitsverteilung für die zu erwartende Inflationsrate im Euroraum konstruiert werden. Dafür werden zunächst für

jedes Mitgliedsland relative Häufigkeitsverteilungen erstellt, die dann mit den Außenhandelsanteilen gewichtet zu einer Häufigkeitsverteilung für den Euroraum insgesamt aggregiert werden kann. Diese gibt zum einen Aufschluss über Unsicherheit der Befragungsteilnehmer im Hinblick auf die zukünftigen Inflationsraten. Je breiter (oder flacher) die Verteilung, desto höher fällt die durchschnittliche Abweichung der Antworten von der durchschnittlich erwarteten Inflationsrate, die bei 1,6% liegt, aus, und desto unsicherer sind die Experten bezüglich der Inflationsraten in drei bis fünf Jahren. Ein Maß für diese Unsicherheit ist die Standardabweichung der Verteilung, die für den Euroraum in beiden Umfragewellen bei 0,6 Prozentpunkten liegt. Zum anderen beinhaltet die Häufigkeitsverteilung auch Informationen über die Asymmetrie der Verteilung. Abbildung 1 zeigt, dass im Vergleich zu einer symmetrischen Normalverteilung die Verteilung der mittelfristigen Inflationserwartungen links vom Mittelwertintervall (1,4% bis 1,8%) steiler ist als rechts davon. Aus einer solchen linkssteilen (oder rechtsschiefen) Verteilung können zwei Schlussfolgerungen gezogen werden. Zum einen geht eine Mehrheit der Experten davon aus, dass Inflationsraten im Intervall zwischen 0,5% und 1,3% wahrscheinlicher sind als Inflationsraten im Intervall zwischen 1,9% und 2,3%. Diese Information dürfte insbesondere für die Europäische Zentralbank von Relevanz sein, begründet sie doch ihre Entscheidung, ab März monatlich Vermögenswerte in Höhe von 60 Mrd. Euro zu kaufen, mit

Abb. 1
Inflationserwartungen im Euroraum 2018–2020



Die Normalverteilung wurde für einen Mittelwert von 1.6 und eine Standardabweichung von 0.6 berechnet.
Quelle: Ifo World Economic Survey (WES) I/2015.

zunehmenden Abwärtsrisiken für ihr Preisstabilitätsziel.³ Zum anderen gibt es am oberen Rand der Verteilung (über 2,9%) mehr Meldungen als am unteren Rand (bis 0,3%). Selbst wenn also etwaige Deflationserwartungen nahezu keine Rolle spielen, gibt es doch einige Experten, die mittelfristig von Inflationsraten weit über dem Inflationsziel der EZB ausgehen.

Für Japan scheinen die Experten davon auszugehen, dass die Deflation, die das Land zwischen 1999 und 2013 fest im Griff hatte, nicht fortdauern dürfte. Nachdem die Inflationsrate im vergangenen Jahr mit 2,7% erstmals wieder deutlich im positiven Bereich war, scheinen die Befragungsteilnehmer davon überzeugt zu sein, dass der von der japanischen Notenbank im Jahr 2013 eingeschlagene Politikwechsel zu einem nachhaltigen Anstieg der Inflationsraten führen dürfte. So führte die Bank of Japan im Januar 2013 ein Inflationsziel in Höhe von 2% ein und beschloss im April 2013 eine deutliche Ausweitung ihres Wertpapierankaufprogramms. Dem aktuellen WES zufolge liegen die Inflationserwartungen für die Jahre 2018–2020 bei 1,3% (nach 1,7% im Herbst letzten Jahres), und keiner der 27 befragten Experten erwartet mittelfristig negative Inflationsraten.

Auch in Großbritannien und den Vereinigten Staaten scheint das Risiko einer Entankerung der mittelfristigen Inflationserwartungen eher gering. Die WES-Experten gehen für den Zeitraum 2018–2020 von Inflationsraten in Höhe von 2,1% (Großbritannien) bzw. 2,3% (Vereinigte Staaten) aus. Diese Erwartungen stehen somit weitgehend im Einklang mit den

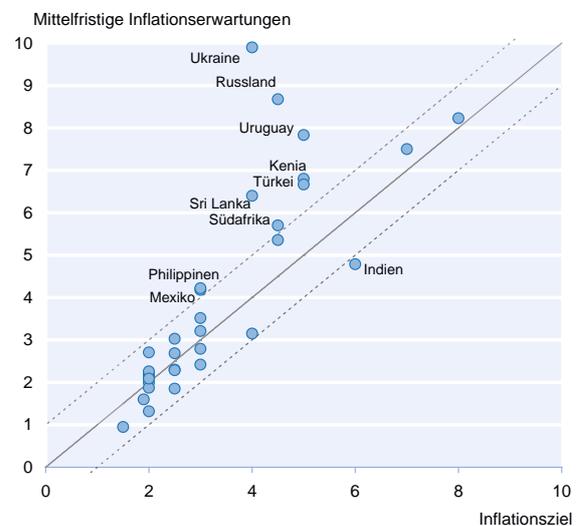
³ Die Entscheidung vom 22. Januar 2015, ein erweitertes Programm zum Ankauf von Vermögenswerten durchzuführen, begründet die EZB folgendermaßen: »Der EZB-Rat hat diesen Beschluss in einer Situation gefasst, in der sich die meisten Indikatoren für die gegenwärtige und erwartete Inflation im Euroraum historischen Tiefständen angenähert hatten. Da die Gefahr bestand, dass mögliche Zweitundeneffekte auf die Lohn- und Preissetzung die mittelfristige Preisentwicklung negativ beeinflussen, erforderte diese Situation eine starke geldpolitische Reaktion« (vgl. Europäische Zentralbank 2015).

von den Notenbanken in beiden Ländern gesetzten quantitativen Inflationszielen in Höhe von 2%.⁴ Für die Schweiz gehen die WES-Teilnehmer mittelfristig von Inflationsraten von etwa 1% aus. Auch diese Erwartung dürfte weitgehend mit dem Inflationsziel der Schweizerischen Nationalbank übereinstimmen, das als Anstieg der Verbraucherpreise von weniger als 2% pro Jahr definiert ist.

Während in vielen entwickelten Volkswirtschaften in den Jahren nach der Weltfinanzkrise das Deflationsgespenst um sich gegriffen hat, haben Notenbanken in einer Reihe aufstrebender Volkswirtschaften eher inflationäre Sorgen. Abbildung 2 zeigt, dass die Umfrageteilnehmer insbesondere in Russland und der Ukraine mittelfristige Inflationserwartungen haben, die deutlich über den Inflationszielen der jeweiligen Notenbanken liegen. Ähnlich ist die Situation in Uruguay, Kenia, Sri Lanka und der Türkei. In Russland und der Ukraine spielt sicherlich die hohe Unsicherheit bezüglich der weiteren wirtschaftlichen Entwicklung aufgrund

⁴ Abweichend von der gängigen Praxis hat die Federal Reserve in den Vereinigten Staaten ein Inflationsziel für den Deflator der privaten Konsumausgaben formuliert. Konzeptionell bedingt liegt dieses Inflationsmaß im Durchschnitt etwa 0,4 Prozentpunkte unter der Inflationsrate, die sich auf Basis des Konsumentenpreisindex ergibt (vgl. McCully, Moyer und Stewart 2007, S. 26–33). Da im WES in allen Ländern explizit nach der Veränderung des Konsumentenpreisindex gefragt wird, müsste beim Vergleich mit dem Inflationsziel der Federal Reserve somit ein Abschlag bei den WES-Inflationserwartungen in Höhe von etwa 0,4 Prozentpunkten vorgenommen werden.

Abb. 2
Verankerung der mittelfristigen Inflationserwartung am Inflationsziel



Die durchgezogene Linie stellt die 45°-Linie dar, entlang derer die Inflationserwartungen genau dem Inflationsziel entsprechen. Die gestrichelten Linien stellen ein Band von ± 1 Prozentpunkt um diese 45°-Linie dar.

Quelle: Ifo World Economic Survey (WES) I/2015 und <http://www.centralbanknews.info/>.

der geopolitischen Spannungen eine große Rolle. Dies spiegelt sich unter anderem in einer hohen Standardabweichung der Meldungen zu den Inflationserwartungen für 2018–2020 beider Länder wider. Nicht ganz so ausgeprägt ist die Abweichung in Südafrika, den Philippinen und Mexiko, wo die mittelfristigen Inflationserwartungen etwa einen Prozentpunkt über dem Inflationsziel der jeweiligen Notenbank liegen. Indien ist derzeit das einzige Land, in dem die mittelfristig erwartete Inflationsrate um mehr als einen Prozentpunkt niedriger als das Inflationsziel der Notenbank ist. Dieser Zielwert wurde erst Anfang letzten Jahres von der indischen Notenbank eingeführt.

Fazit

Mit der neuen Frage zu den mittelfristigen Inflationserwartungen im WES kann das ifo Institut einen wichtigen Beitrag zur wirtschaftspolitischen Debatte leisten. Die Befragung findet vierteljährlich statt und erfasst rund 120 Industrie-, Schwellen und Entwicklungsländer, darunter beinahe alle Mitgliedsländer des Euroraums. Im Unterschied zum Survey of Professional Forecasters der EZB wird der Euroraum als Ganzes nicht im Rahmen einer eigenständigen Frage erhoben, sondern auf Basis der Meldungen der Experten zu den einzelnen Mitgliedsländern aggregiert. Somit stellt der WES wichtige Zusatzinformationen zur Verfügung, die vor dem Hintergrund der ausgeprägten Heterogenität des gemeinsamen Währungsraums von hoher wirtschaftspolitischer Relevanz sind. Eine ähnliche Informationsbasis bietet nur die Umfrage von Consensus Economics, die sowohl länderspezifische als auch mittelfristige Prognosen aus über 85 Ländern bereitstellt. Allerdings gibt es die Daten zu den mittelfristigen Inflationserwartungen nur halbjährlich, und die Ergebnisse sind auf den Teilnehmerkreis beschränkt oder nur mittels eines zusätzlichen kostenpflichtigen Abonnements in Daten Providern zugänglich. Der WES liefert zudem insofern weitere Zusatzinformationen, als dass er Entwicklungsländer in Afrika abdeckt.

Literatur

Bank of England (2015), »Monetary Policy Framework«, verfügbar unter: <http://www.bankofengland.co.uk/monetarypolicy/Pages/framework/framework.aspx>.

McCully, C.P., B.C. Moyer und K.J. Stewart (2007), »Comparing the Consumer Price Index and the Personal Consumption Expenditures Price Index«, *Survey of Current Business* 87(11), 26–33.

Europäische Zentralbank (2011), *Die Geldpolitik der EZB*, Frankfurt am Main.

Europäische Zentralbank (2012), »Bewertung der Verankerung längerfristiger Inflationserwartungen«, *Monatsbericht* Juli, 69–84.

Europäische Zentralbank (2015), »EZB kündigt erweitertes Programm zum Ankauf von Vermögenswerten an«, Pressemitteilung vom 22. Januar, verfügbar unter: http://www.ecb.europa.eu/press/pr/date/2015/html/pr150122_1.de.html.

Wie bewerten Wirtschaftsexperten weltweit die Auswirkungen von Staatsanleihenkäufen durch Zentralbanken?

Ergebnisse des jüngsten Ifo World Economic Survey

55

Elisabeth Wieland und Michael Kleemann

Als Reaktion auf die Finanz- und Wirtschaftskrise 2007/08 sahen sich die Zentralbanken führender Wirtschafts- und Währungsräume veranlasst, ihren Leitzins drastisch zu senken. Dort, wo eine Stimulierung durch weitere Zinsschritte aufgrund der Nullzinsschranke nicht mehr möglich war, setzte die Geldpolitik dabei auch verstärkt auf unkonventionelle Maßnahmen, insbesondere auf den umfangreichen Ankauf privater und öffentlicher Schuldtitel. In diesem Zusammenhang wird vor allem der massive Ankauf von Staatsanleihen auf dem Sekundärmarkt kontrovers diskutiert. Wie eine Sonderfrage im Rahmen des Ifo World Economic Survey zeigt, werden die mittel- und langfristigen Gefahren dieser Form der Geldpolitik global jedoch höchst unterschiedlich bewertet.¹

Der Internationale Währungsfonds (IWF) unterscheidet zwei wesentliche wirtschaftspolitische Ziele, zu deren Erreichen der Ankauf von Staatsanleihen durch die Geldpolitik beitragen kann (vgl. IWF 2013). So kann eine erhöhte Nachfrage nach Staatsanleihen einerseits ein Absinken des langfristigen Zinsniveaus bewirken und damit eine weitere Lockerung der geldpolitischen Rahmenbedingungen erreichen. Dieser Mechanismus funktioniert auch dann, wenn der Leitzins für kurzfristige Kreditgeschäfte bereits die nominelle Zinsuntergrenze bzw. die Nullzinsschranke erreicht hat. Ein solches Ziel verfolgen unter anderem die groß angelegten Ankaufprogramme der US-Notenbank (Fed) sowie der Bank of England und der Bank of Japan. Andererseits können Ankaufprogramme für Staatsanleihen auch der Reduktion von Verzerrungen auf den Finanzmärkten und somit der Gewährleistung oder auch Wiederherstellung des geldpolitischen Transmissionsmechanismus dienen. Mit dieser Argumentation begründet etwa die EZB ihr OMT-Programm, das unbegründete Risikoaufschläge auf Renditen für europäische Staatsanleihen reduzieren soll, die im Zusammenhang mit einem befürchteten Austritt einzelner Mitgliedsländer aus dem Euroraum stehen.

Insgesamt sind die gesamtwirtschaftlichen Auswirkungen umfassender Ankaufprogramme für Staatsanleihen durch die Geldpolitik jedoch sowohl schwer im Voraus abzuschätzen als auch im Nachhinein zu bewerten. Dies ist insbesondere der Fall, da sich die realwirtschaftlichen wie auch die möglichen institutionellen Folgen derartiger Interventionen über einen längeren Zeitraum einstellen und so

die Ankaufprogramme in ihrer Wirkung kaum von anderen Einflussfaktoren zu differenzieren sind (vgl. Williams 2014).

Im Rahmen einer Sonderfrage im aktuellen Ifo World Economic Survey wurden die befragten Wirtschaftsexperten gebeten, Aussagen über die möglichen Auswirkungen von umfangreichen Ankaufprogrammen für Staatsanleihen durch Zentralbanken zu evaluieren. Dabei bewerteten die Umfrageteilnehmer neun verschiedene Statements auf einer vierstufigen Skala (»trifft vollkommen zu«, »trifft eher zu«, »trifft eher nicht zu«, »trifft überhaupt nicht zu«). Die zu bewertenden Aussagen konzentrieren sich vor allem auf die vier Bereiche Geld- und Fiskalpolitik, allgemeine Wirtschaftspolitik und Finanzmärkte. Im Einzelnen lauteten die zu beurteilenden Aussagen wie folgt:

»Ankaufprogramme für Staatsanleihen ...

- ... sind ein effektives Mittel zur Bekämpfung von Deflationsspiralen.
- ... führen durch eine Ausweitung der Geldmenge mittelfristig zu höherer Inflation.
- ... reduzieren private und öffentliche Finanzierungskosten.
- ... senken mittelfristig die Haushaltsdisziplin.
- ... verschaffen mehr Zeit für strukturelle Reformen.
- ... führen zum Verlust der Zentralbankunabhängigkeit gegenüber der Fiskalpolitik.
- ... befeuern mittelfristig Vermögenspreisblasen.
- ... verhindern kurzfristige irrationale Überreaktionen auf den Finanzmärkten.
- ... führen zu verstärkten Kapitalströmen in die Schwellenländer, die sich nach Programmende wahrscheinlich wieder rasch umkehren werden.«

¹ Vgl. CESifo World Economic Survey, Mai 2014, Ifo Institut, München 2014.

Bei der Fragestellung wurde den eher kurzfristig zu erwartenden positiven Effekten potenzielle negative Auswirkungen bzw. Zielkonflikte gegenübergestellt, die sich eher in der mittleren Frist materialisieren könnten. Dabei folgte die Auswahl der Fragen der breiten öffentlichen Debatte der letzten Jahre, wie etwa die Bewertung eines möglichen Zielkonflikts zwischen der Bekämpfung kurzfristiger Deflationsgefahren und dem langfristigen Ziel der Preisniveaustabilität.

Einen regionalen Überblick über die Umfrageergebnisse bietet Tabelle 1. Das Antwortverhalten wird in Form von Salden dargestellt, also als Differenz der Anteile zustimmender und ablehnender Befragungsteilnehmer.² In der Bewertung der Auswirkungen von Ankaufprogrammen der Zentralbanken auf die **Geldpolitik** selbst werden Nutzen und Risiken höchst unterschiedlich eingeschätzt. So stimmen die Experten in allen Regionen überein, dass derartige Programme zur Bekämpfung von Deflationsspiralen geeignet sind, wobei die größten Zustimmungswerte hier der Nahe Osten und Lateinamerika erzielen. Allerdings besteht große Uneinigkeit in Bezug auf potenzielle mittelfristige Inflationsgefahren. Während vor allem die GUS-Staaten und der Nahe Osten nicht erwarten, dass das Geldmengenwachstum rechtzeitig ein-

geschränkt wird, um einem unerwünschten Anstieg der Inflation entgegenzuwirken, sehen vor allem die Experten in Nordamerika mehrheitlich keine solche Gefahr.

Im Bereich der **Fiskalpolitik** herrscht weitgehende Einigkeit über die Vorteile und Gefahren der Ankaufprogramme. So erwartet in allen Regionen die deutliche Mehrheit der Befragten eine Reduktion öffentlicher und privater Finanzierungskosten. Gleichzeitig befürchten die Experten (vor allem in Asien und Ozeanien), dass die Ankaufprogramme mittelfristig Anreiz zu geringer Haushaltsdisziplin geben. Allein in Afrika teilt die Mehrheit der Umfrageteilnehmer diese Befürchtung nicht.

Eine ähnliche Haltung äußern die Befragten für den Bereich der **allgemeinen Wirtschaftspolitik**. Hier wird über alle Regionen hinweg die Einschätzung geteilt, dass der Ankauf von Staatsanleihen Zeit für strukturelle Reformen verschafft. Die Befürchtungen bezüglich einer mangelnden Haushaltsdisziplin deuten allerdings darauf hin, dass die Experten nicht unbedingt davon ausgehen, dass diese zusätzlich erkaufte Zeit auch genutzt wird. Im Gegenzug glaubt in einer Vielzahl der Regionen die Mehrheit der Befragten, dass die Zentralbank hierdurch ihre Unabhängigkeit gegenüber der Fiskalpolitik riskiert. Allerdings besteht in dieser Frage eine beträchtliche Uneinigkeit, wie aus der regionalen Streuung der Antworten hervorgeht (vgl. die letzte Zeile der Tab. 1). So sehen vor allem die Experten in Asien und Europa ein der-

² Aufgrund der relativ geringen Anteile der Befragungsteilnehmer, welche die Statements als »überhaupt nicht« oder »vollkommen« zutreffend bewerteten, wurden diese beiden extremen Antwortkategorien ohne weitere Gewichtung mit den eher moderaten Kategorien für Ablehnung bzw. Zustimmung zusammengefasst.

Tab. 1
Antwortsalden* zu den Auswirkungen geldpolitischer Staatsanleihenankaufprogramme

	»Ankaufprogramme für Staatsanleihen ... «								
	bekämpfen Deflationsspiralen.	führen mittelfristig zu höherer Inflation.	reduzieren private und öffentliche Finanzierungskosten.	senken mittelfristig Haushaltsdisziplin.	verschaffen Zeit für strukturelle Reformen.	führen zum Verlust der Zentralbankunabhängigkeit.	verhindern kurzfristige irrationale Überreaktion auf den Finanzmärkten.	führen zu vermehrten Kapitalströmen in Schwellenländern.	
	<i>Geldpolitik</i>		<i>Fiskalpolitik</i>		<i>Wirtschaftspolitik</i>		<i>Finanzmärkte</i>		
Westeuropa	28	-7	43	28	41	28	63	-11	29
Osteuropa	31	13	40	49	34	29	34	-18	31
GUS	33	48	21	34	12	23	42	15	18
Nordamerika	48	-25	42	29	45	-42	56	-10	7
Asien	44	33	34	61	24	40	68	5	40
Lateinamerika	51	21	37	30	53	20	27	19	51
Naher Osten	70	45	46	40	83	-24	54	34	-7
Ozeanien	33	15	37	59	68	-64	56	-92	81
Afrika	42	-10	37	-13	37	7	16	33	38
Durchschnitt (Saldo)	42	15	37	35	44	2	46	-3	32
Streuung	13	25	7	22	22	37	17	38	25

* Die Antwortsalden berechnen sich als Differenz der Anteile der einem Statement jeweils zustimmenden und der ablehnenden Befragungsteilnehmer. Regionale Durchschnitte werden auf Basis länderspezifischer Handelsgewichte (Exporte + Importe als Anteil am Welthandel) ermittelt. Zur besseren Übersicht sind alle negativen Antwortsalden rot und der höchste Wert für jedes Statement grün dargestellt. Die Streuung bezeichnet die Standardabweichung der Antwortsalden über die Regionen hinweg.

Quelle: Ifo World Economic Survey (WES) II/2014.

artiges Risiko, während diese Einschätzung in Ozeanien und Nordamerika mehrheitlich nicht geteilt wird.

In Anbetracht der ausgeprägten Reaktion der **internationalen Finanzmärkte** auf die Einführung umfangreicher Ankaufprogramme für Staatsanleihe durch einzelne Zentralbanken besteht unter den befragten Experten große Einigkeit, dass eine solche unkonventionelle Geldpolitik Vermögenspreisblasen befeuern kann. So erreichte diese Aussage auch insgesamt die höchste Zustimmung unter den Teilnehmern der Befragung. Im Gegensatz hierzu besteht eine weitgehende Uneinigkeit, ob derartige Programme irrationale Überreaktionen auf den Finanzmärkten verhindern können. Vor allem die Experten in Ozeanien, Europa und Nordamerika lehnen eine solche Einschätzung ab, während die Experten in den Schwellenländern eher zustimmen. Insgesamt handelt es sich dabei um die einzige Aussage, die von der Mehrheit der Befragten abgelehnt wird. Schließlich wurden die WES-Experten auch nach dem Einfluss geldpolitischer Ankaufprogramme auf die Schwellenländer gefragt. Hier waren die meisten Experten der Ansicht, dass diese Politik zunächst zu einer Verstärkung der Kapitalströme in die Schwellenländer führt, welche sich nach Programmende aber wahrscheinlich wieder rasch umkehren werden. Interessanterweise verzeichneten der Nahe Osten und Nordamerika die geringsten Zustimmungswerte für dieses Statement. Dies könnte unter anderem einem vergleichsweise geringeren Einfluss der Verschiebungen in den internationalen Kapitalströmen auf diese Regionen in den letzten Jahren geschuldet sein.

Insgesamt lassen sich die in Tabelle 1 dargestellten Umfrageergebnisse in **zwei Kernaussagen** zusammenfassen: Zum einen sind sich die befragten Experten bezüglich der kurzfristigen Effekte umfangreicher Staatsanleihenkäufe durch die Geldpolitik weitgehend einig. So ist die überwiegende Mehrheit der Befragten der Meinung, dass derartige Programme zur Abwehr von Deflationsgefahren sowie der Reduktion öffentlicher und privater Finanzierungskosten hilfreich sein können und der Wirtschaftspolitik Zeit für notwendige Strukturreformen verschaffen. Eine Ausnahme bildet allerdings die Einschätzung, dass Staatsanleihenkäufe durch die Geldpolitik dazu geeignet sind, irrationale Überreaktionen auf den Finanzmärkten einzudämmen, welche vor allem die Befragungsteilnehmer in den Industrieländern nicht teilen. Zum anderen besteht in Bezug auf die mittelfristigen Folgen und möglichen Kosten solcher Programme eine größere Unsicherheit sowie Uneinigkeit. Dies trifft vor allem auf den möglichen Vertrauens- und Unabhängigkeitsverlust der Zentralbank zu und unterstreicht damit die Herausforderungen an eine effektive Zentralbankkommunikation unkonventioneller geldpolitischer Maßnahmen. Darüber hinaus zeigen die Umfrageergebnisse die Komplexität unkonventioneller Geldpolitik und betonen die umfangreichen Herausforderungen an die zukünftigen Exit-Strategien der Zentralban-

ken. Dies gilt insbesondere für die verbreitete Einschätzung der Experten, dass die Ankaufprogramme mittelfristig zu Vermögenspreisblasen beitragen können, sowie für die Unsicherheit bezüglich des möglicherweise destabilisierenden Einflusses veränderter Kapitalströme auf die Gruppe der Schwellenländer.

Der bloße Vergleich von Regionen kann wichtige Unterschiede verwischen. Deshalb beleuchtet Tabelle 2 gesondert die Umfrageergebnisse für einige ausgewählte Länder und Wirtschaftsräume. So zeigt sich zwar auch für die Länder, deren Zentralbanken tatsächlich bereits in großem Umfang Staatsanleihen aufgekauft haben (USA, Japan und Großbritannien), eine hohe Variation im Antwortverhalten, allerdings herrscht bezüglich der Gefahr von möglichen Vermögenspreisblasen eine besonders große Einigkeit. Darüber hinaus erachten die Experten in den USA Staatsanleihenkäufe als am wenigsten riskant und sehen mehrheitlich keine Inflationsgefahren oder das Risiko eines Verlusts von Zentralbankunabhängigkeit. In der Eurozone zeigen sich strukturelle Unterschiede in den Antworten von Kern- und Peripherieländern (Griechenland, Irland, Italien, Portugal und Spanien). So betonen die Kernländer weitaus deutlicher die mittelfristigen Risiken umfangreicher Staatsanleihenkäufe durch die Geldpolitik. Gleichsam erachten die befragten Experten in den Euro-Kernländern, im Gegensatz zur Peripherie, derartige Maßnahmen mehrheitlich als nicht geeignet, um irrationale kurzfristige Überreaktionen auf den Finanzmärkten einzudämmen. Dies ist besonders bemerkenswert vor dem Hintergrund, dass die Europäische Zentralbank ihre Bereitschaft zum Ankauf von Staatsanleihen mit der irrationalen Angst der Finanzmärkte vor einem Auseinanderbrechen der Eurozone begründet.³

In der Ländergruppe der BRICS (Brasilien, Russland, Indien, China und Südafrika) sehen die befragten Experten die Anleihenkäufe vor allem als Ursache verstärkter Kapitalströme in die Schwellenländer und erwarten deren Umkehr mit dem Auslaufen der unkonventionellen Maßnahmen. Dies gilt insbesondere für Brasilien, Indien, Südafrika sowie für die Türkei. Damit spiegeln die Umfrageergebnisse weitestgehend die starken Finanzmarkturbulenzen wider, welche diese Länder seit der Ankündigung einer baldigen Absenkung der Staatsanleihenkäufe durch die Fed im Mai 2013 und deren tatsächlichen Reduktion im Januar 2014 verzeichneten.⁴ Die festzustellenden Unterschiede in den Haltungen der befragten Länder mögen auch ein Spiegelbild der verschiedenen Interessenlagen sein. Sie verdeutlichen die Herausforderungen für eine stärkere globale Koordinierung der Geldpoli-

³ Vgl. etwa das einführende Statement von Mario Draghi zur Pressekonferenz des EZB-Rats im September 2012: <http://www.ecb.europa.eu/press/pressconf/2012/html/is120906.en.html>.

⁴ Wie aus der Sonderfrage des Ifo WES I/2014 hervorging, erwartete der Großteil der Experten in diesen Ländern umfangreiche Abflüsse von Portfolioinvestitionen aufgrund der Rückführung des »Quantitative Easing« in den USA (vgl. Plenk et al. 2014).

Tab. 2
Antwertsalden* in ausgewählten Ländern und Regionen

	»Ankaufprogramme für Staatsanleihen ...«								
	bekämp- fen De- flations- spiralen.	führen mittelfris- tig zu höherer Inflation.	reduzie- ren pri- vate und öffentli- che Fi- nanzie- rungs- kosten.	senken mittelfris- tig Haus- halts- disziplin.	verschaf- fen Zeit für struk- turelle Reformen.	führen zum Ver- lust der Zentral- bankun- abhän- gigkeit.	befeuern mittelfris- tig Ver- mögens- preis- blasen.	verhin- dern kurzfris- tige irra- tionale Über- reaktion auf den Finanz- märkten.	führen zu vermehr- ten Kapi- talströ- men in Schwel- lenländer.
(Anzahl der Befragten)	Geldpolitik		Fiskalpolitik		Wirtschaftspolitik		Finanzmärkte		
USA (23)	39	- 22	39	30	39	- 39	57	- 4	- 4
Japan (30)	60	33	40	67	7	67	53	0	45
UK (9)	40	- 40	40	0	56	11	78	- 78	56
Eurozone (Kern) ^{a)} (171)	20	3	31	35	35	38	63	- 7	28
GIIPS ^{b)} (84)	54	- 26	58	14	52	5	53	15	36
Brasilien (29)	47	33	29	27	57	0	31	41	57
Russland (33)	31	45	9	33	0	15	44	3	9
Indien (13)	54	69	9	38	85	- 8	69	8	54
China (11)	50	40	33	64	17	45	82	- 9	33
Südafrika (25)	28	12	28	60	12	20	68	- 25	76
Türkei (17)	63	29	65	41	29	- 13	53	29	76

* Die Antwertsalden berechnen sich als Differenz der Anteile der einem Statement jeweils zustimmenden und der ablehnenden Befragungsteilnehmer. Regionale Durchschnitte werden auf Basis länderspezifischer Handelsgewichte (Exporte + Importe als Anteil am Welthandel ermittelt. Zur besseren Übersicht sind alle negativen Antwertsalden rot und der höchste Wert für jedes Land bzw. Region grün dargestellt. – ^{a)} Euroländer ohne GIIPS (Griechenland, Irland, Italien, Portugal, Spanien). – ^{b)} Griechenland, Irland Italien, Portugal, Spanien.

Quelle: Ifo World Economic Survey (WES) II/2014.

ken, wie sie jüngst von den Schwellenländern auf dem G20-Gipfel in Sydney gefordert wurde.⁵

Literatur

IWF (2013), *Unconventional Monetary Policies – Recent Experience and Prospects, Executive Summary*, Washington, 18. April.

Mohan, R. und M. Kapur (2014), »Monetary Policy Coordination and the Role of Central Banks«, IMF Working Paper Nr. 14/70.

Plenk, J., G. Nerb, K. Wohlrabe und M. Kleemann (2014), *CESifo World Economic Survey*, February 2014, ifo Institut, München.

Williams, J.C. (2014), *Monetary Policy at the Zero Lower Bound: Putting Theory into Practice*, Hutchins Center on Fiscal & Monetary Policy, Brookings Institution, 16. Januar.

⁵ Die jüngere Literatur dokumentiert beträchtliche Auswirkungen der unkonventionellen Geldpolitik in Industrieländern auf die Schwellenländer (vgl. Mohan und Kapur 2014).

Die globalen Auswirkungen der Ukraine-Krise

Ergebnisse des jüngsten Ifo World Economic Survey

50

Michael Kleemann

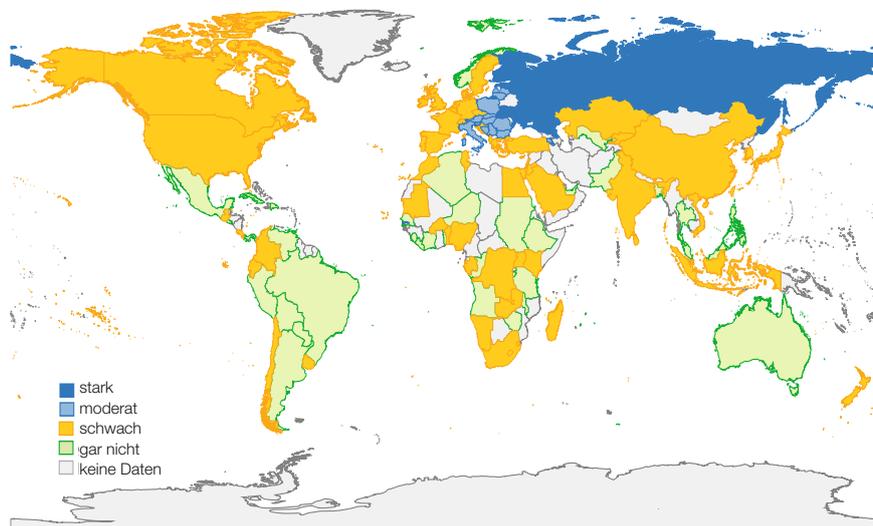
Der Abschuss des Malaysia-Airlines-Fluges MH17 am 17. Juli markiert die jüngste Eskalation der Ukraine-Krise. Ihm folgte eine neue und die bis heute weitreichendste Runde westlicher Sanktionen gegen Russland. Während der Konflikt zweifellos eine menschliche Tragödie für die Ostukraine darstellt, werden die wirtschaftlichen Konsequenzen bisher allgemein als regional begrenzt und für die Weltwirtschaft insgesamt als vernachlässigbar wahrgenommen (vgl. etwa IWF 2014a). Wie auch die Einschätzung des Internationalen Währungsfonds (IWF) zeigt, geht man in erster Linie von wirtschaftlichen Ansteckungseffekten entlang bestehender Handels- und finanzieller Verflechtungen aus, die vor allem mit Osteuropa und anderen GUS-Ökonomien bestehen (vgl. etwa Husain, Ilyiana und Zeng 2014; Behar 2014). Um diese Annahme näher zu beleuchten, wurden in diesem Quartal die Experten des Ifo World Economic Survey (WES) zu den ökonomischen Auswirkungen der Krise auf ihr Land und die Weltwirtschaft befragt. Hierzu wurden knapp 1 000 Umfrageteilnehmer aus 120 Ländern um drei Einschätzungen gebeten: (1) In welchem Umfang hat die Krise negative Auswirkungen auf ihr Land? (2) Welche sind die wesentlichen Übertragungskanäle? (3) Welche Risiken bestehen für die Weltwirtschaft?

Abbildung 1 zeigt die Einschätzungen der Experten zum Einfluss des Ukraine-Konflikts auf ihre jeweilige Ökonomie. Die Beurteilungen wurden auf einer vierstufigen Skala erfasst. Dabei reichten die Antwortmöglichkeiten von »gar nicht« über »schwach« und »moderat« bis »stark«. Auf den ersten Blick zeigen die Antworten die zu erwartende regionale Verteilung. Im Zentrum des Konflikts stehend, beurteilen die russischen und ukrainischen Experten die wirtschaftlichen Auswirkungen überwiegend als stark. Dies deckt sich mit der Bewertung des IWF, der im Juli-Update seines World Economic Outlooks die russische Wachstumsprognose für das Jahr 2014 um gut 1 Prozentpunkt auf 0,2%

nach unten revidiert hat. Im April hatten die IWF-Ökonomen noch 1,3% BIP-Wachstum prognostiziert (vgl. IWF 2014b). Darüber hinaus beziffert die Weltbank den Einfluss der Spannungen zwischen Russland und der Ukraine auf deren Wirtschaftswachstum in diesem Jahr auf – 1,7 bzw. – 7,0 Prozentpunkte des jeweiligen BIP. Für Europa und Zentralasien insgesamt geht die Weltbank dabei von einem negativen Wachstumseffekt von knapp 1 Prozentpunkt aus (vgl. Weltbank 2014). Gemäß der WES-Umfrageergebnisse dürften zudem die Anrainerstaaten, vor allem Finnland und Estland, negativ betroffen sein. So erwarten die Umfrageteilnehmer beider Länder, die umfangreiche Handelsbezie-

Abb. 1

Frage 1: In welchem Ausmaß ist Ihr Land negativ vom Ukraine-Konflikt betroffen?



Quelle: Ifo World Economic Survey WES III/2014.

hungen zu Russland unterhalten, ebenfalls starke ökonomische Folgen des Konflikts. Darüber hinaus werden die Auswirkungen in weiteren 13 ost- und südosteuropäischen Volkswirtschaften immerhin als moderat bewertet.

In Westeuropa und im Rest der Welt berichten die befragten Experten hingegen eher von schwachen oder gar keinen Effekten. Dabei werden vor allem in Südamerika und Afrika die ökonomischen Folgen als geringfügig eingeschätzt. Allerdings begann der Erhebungszeitraum des Ifo World Economic Survey bereits vor dem Abschluss des Malaysia-Airlines-Fluges MH17, so dass die überwiegende Mehrzahl der Experteneinschätzungen vor dem tragischen Ereignis abgegeben wurden. In der Folge dürften viele Experten pessimistischer geworden sein. Entsprechend sollten die hier berichteten Einschätzungen eher die untere Grenze der aktuellen Erwartungen widerspiegeln. In Anbetracht dessen sind auch als moderat bewertete Auswirkungen der Krise in vom Konflikt her weiter entfernt gelegenen Volkswirtschaften durchaus bedeutsam und stellen die weitläufige Einschätzung zur lokalen oder regionalen Begrenzung der ökonomischen Auswirkungen der Ukraine-Krise durchaus in Frage.

Die möglichen Auswirkungen und Übertragungskanäle des russisch-ukrainischen Konflikts sind vielfältig. Einerseits übertragen sich die vom Konflikt induzierten ökonomischen Probleme beider Länder direkt auf wichtige Handelspartner, sei es über eine geringere Exportnachfrage oder eine wachsende Unsicherheit bezüglich des Angebots ukrainischer und insbesondere russischer Waren- und Rohstoffexporte. Andererseits befeuert jede Krise im Umfeld bedeutender Energieförderländer die Preise für Rohöl und Gas. So können über Preiseffekte auch Volkswirtschaften, die mit den Konfliktländern selbst ökonomisch kaum verflochten sind, dennoch erheblich betroffen sein. Und nicht zuletzt wirken sich Handelssanktionen in der Regel zum Nachteil beider Handelspartner aus. Deshalb werden die Sanktionen des Wes-

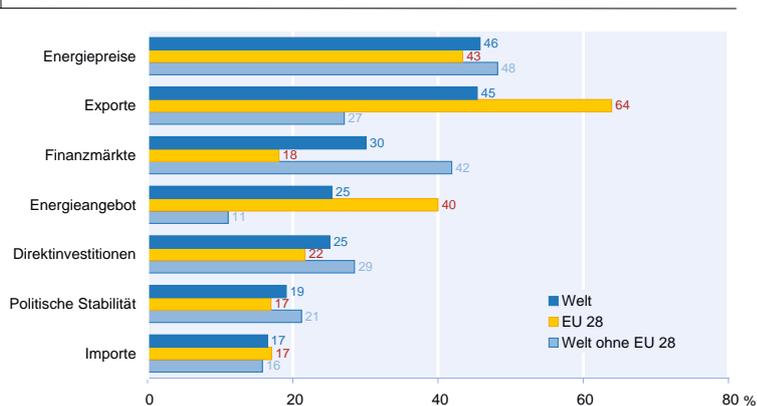
tens gegen Russland auch in den westlichen Ökonomien Folgen für Unternehmen und Verbraucher mit sich bringen.

Im Ifo World Economic Survey wurden die Wirtschaftsexperten ebenfalls danach gefragt, welche wirtschaftlichen Übertragungskanäle sie für ihre Länder als wichtig einschätzen. Abbildung 2 zeigt ein Ranking für sieben potenzielle Kanäle, das die Häufigkeit ihrer Auswahl durch die Befragten widerspiegelt. Dabei wurden die Antworten mit dem Anteil der durch die Experten vertretenen Volkswirtschaften am internationalen Handel gewichtet, so dass das Ranking besser die Bedeutung der Kanäle für die Weltwirtschaft insgesamt abbildet.

Das Ranking zeigt, dass sich die Krise nach Ansicht der Experten ökonomisch vor allem durch höhere Energiepreise und schwächere Exporte in die Region auf den Rest der Welt auswirken dürfte. So erachtet fast jeder Zweite diese beiden Übertragungskanäle als wesentlich. Dahinter werden negative Auswirkungen auf die Finanzmärkte, Engpässe in der Energieversorgung, geringere ausländische Direktinvestitionen, politische Instabilität und der Einfluss auf die eigenen Importe genannt. Allerdings variiert das Antwortverhalten mit der wirtschaftlichen Nähe der jeweiligen Länder zur Krisenregion. So erwarten in den Ländern der Europäischen Union (EU 28) 64% der Befragten vor allem wirtschaftliche Einbußen aufgrund schwächerer Exporte in die Krisenregion, während im Vergleich hierzu nur 43% die negativen Folgen von Energiepreisanstiegen als ökonomisch relevant ansehen. Für den Rest der Welt und insbesondere für die weiter vom Krisenherd entfernt liegenden Schwellenländer fällt diese Einschätzung anders aus. Hier charakterisiert mit 48% der Experten ein deutlich größerer Anteil die Energiepreise als einen wesentlichen Übertragungskanal negativer Effekte, während die Einbußen der Exportwirtschaft mit einer Nennung durch nur 27% demgegenüber eher als nachrangig bewertet werden.

Abb. 2

Frage 2: Falls Ihr Land betroffen ist, über welche wesentlichen Kanäle?

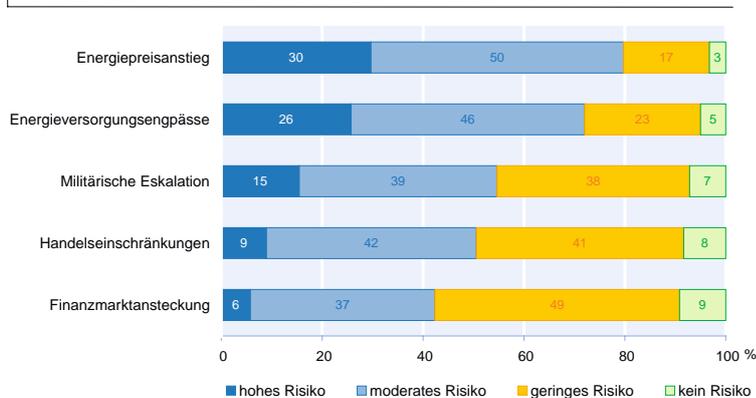


Hinweis: Das Ranking basiert auf der Häufigkeit der Nennungen der einzelnen Kanäle. Dabei wurden die Antworten mit der jeweiligen Beurteilung des Ausmaßes der negativen Folgen des Konflikts auf die jeweilige Ökonomie (Antwort Frage 1) sowie mit dem auf das Land entfallenden Anteil am Welthandel gewichtet.

Quelle: Ifo World Economic Survey, WES III/2014.

In einer abschließenden dritten Frage wurden die Experten schließlich gebeten, fünf verschiedene Risiken für die Weltwirtschaft auf einer vierstufigen Skala einzuschätzen. Die Ergebnisse fasst Abbildung 3 zusammen. Demnach bewerten 80% der Befragten mögliche durch den Russland-Ukraine-Konflikt bedingte Energiepreisanstiege als ein mindestens moderates Risiko für die Weltwirtschaft. Immerhin 30% bezeichneten das Risiko sogar als hoch. In der Liste der potenziellen Risiken für die Weltwirtschaft folgt auf Rang 2 die Gefahr von Engpässen in der Energieversorgung, die 26% der Experten als hoch einschätzen. Ebenfalls beträchtlich ist die Bewertung der Gefahr einer militärischen Eskalation des Konflikts, die

Abb. 3

Frage 3: Bewertung potenzieller Risiken für die Weltwirtschaft

Hinweis: Das Ranking basiert auf den Antworten zu der folgenden Frage: „Welche potenziellen Risiken gehen Ihrer Meinung nach vom Russland-Ukraine-Konflikt für die Weltwirtschaft aus, und wie hoch schätzen Sie diese ein?“ Die fünf zur Auswahl gestellten Szenarien konnten in abgestufter Form von „kein Risiko“ bis „hohes Risiko“ bewertet werden

Quelle: Ifo World Economic Survey, WES III/2014.

auf Rang 3 liegend immerhin von 15% der Befragten als hoch eingestuft wird. Dies ist besonders bemerkenswert, da die jüngste Eskalation des Konflikts, mit dem Abschuss des Malaysia-Airlines-Fluges MH17 am 17. Juli, zeitlich nach dem Eingang der überwiegenden Mehrzahl der hier ausgewerteten Einschätzungen erfolgte. Auf den weiteren Rängen der Risiken für die Weltwirtschaft folgen die Einführung ausgedehnter Handelsbeschränkungen sowie Ansteckungseffekte über die Finanzmärkte, die von jeweils 10% bzw. 6% der Experten als hohes Risiko eingestuft werden. Losgelöst von der relativen Bedeutung der einzelnen Risikoszenarien ist abschließend festzuhalten, dass insgesamt 47% der Befragungsteilnehmer mindestens eines der genannten Risiken für die Weltwirtschaft als hoch bewerten.

Zusammenfassend ergibt sich durch die ökonomische Bewertung des Russland-Ukraine-Konflikts durch die WES-Experten ein differenziertes Bild. Zwar werden signifikante ökonomische Konsequenzen vor allem im regionalen Umfeld des Konfliktherdes erwartet, also in Osteuropa und der GUS. Allerdings bleiben die Auswirkungen wohl nicht gänzlich auf diese Region beschränkt. Zudem unterscheiden sich die relevanten Transmissionskanäle in Abhängigkeit von der regionalen Nähe und der ökonomischen Integration mit den Konfliktstaaten. So dürften die europäischen Volkswirtschaften mutmaßlich stärker unter sinkenden Exporten in die Krisenregion sowie unter einer geringeren Versorgungssicherheit bezüglich russischer Energierohstoffe leiden. Im Gegensatz hierzu identifizieren die Experten in räumlich entfernten Ökonomien verstärkt das globale Energiepreisniveau und die Finanzmärkte als Quellen negativer Impulse durch die Krise. Insgesamt wird durch die Befragung deutlich, dass trotz des an sich regionalen Charakters des Russland-Ukraine-Konflikts, von diesem nach Ansicht fast jedes zweiten WES-Experten ein hohes Risiko für die Weltwirtschaft ausgeht. Hierdurch wird die weithin verbreitete Auffassung einer

regionalen Begrenzung der ökonomischen Auswirkungen des Konflikts nachdrücklich infrage gestellt. Gleichzeitig unterstreichen die Umfrageergebnisse die Dringlichkeit einer Deeskalation des Konflikts.

Literatur

Behar, A. (2014), »Links and Levers: How the Caucasus and Central Asia Are Tied to Russia«, 1. August, IMFdirect, online verfügbar unter: <http://blog-imfdirect.imf.org/2014/08/01/links-and-levers-how-the-caucasus-and-central-asia-are-tied-to-russia/>.

Husain, A.M., A. Ilyiana und L. Zeng (2014), »Europe's Russian Connections«, 1. August, IMFdirect, online verfügbar unter: <http://blog-imfdirect.imf.org/2014/08/01/europes-russian-connections/>.

IWF (2014a), *Spillover Report 2014*, Washington DC.

IWF (2014b), »Protokoll der IWF-Presskonferenz zum World Economic Outlook (WEO)«, Update am 24. Juli, unter: <https://www.imf.org/external/np/tr/2014/tr072414a.htm>.

online verfügbar

Weltbank (2014), *Global Economic Prospects*, Washington DC.

Kasten 1.1

Die Auswirkungen des Ölpreisrückgangs auf die Weltwirtschaft – Ergebnisse der Sonderfrage im Ifo World Economic Survey April 2015¹

Seit Juni 2014 sind die Rohölpreise stark gefallen. Der Preis für ein Barrel der Ölsorte Brent halbierte sich von 112 US-Dollar auf derzeit knapp unter 65 US-Dollar. Um die Auswirkungen dieses Schocks auf die Weltwirtschaft abschätzen zu können, wurden die Teilnehmer der weltweiten Expertenbefragung »Ifo World Economic Survey« im April 2015 gebeten, den Effekt des bisherigen Rohölpreisrückgangs auf die jahresdurchschnittliche Veränderungsrate des Bruttoinlandsprodukts in diesem Jahr zu quantifizieren.

An der Sonderfrage beteiligten sich 885 Experten aus 115 Ländern. Für etwa drei Viertel der Länder dürfte der erwartete Effekt auf die Jahresrate des Bruttoinlandsprodukts positiv sein, wenn auch mit erheblichen Unterschieden. Nach Meinung der befragten Experten dürfte das Wachstum dank des Rohölpreisrückgangs in allen Industrieländern – mit Ausnahme von Kanada und Norwegen – in diesem Jahr um bis zu einem halben Prozentpunkt höher liegen. Für die Industrieländer insgesamt ergibt sich in diesem Jahr ein positiver Wachstumsbeitrag in Höhe von 0,21 Prozentpunkten (vgl. Tab. 1.1). In den Schwellenländern sind die Ölpreiseffekte heterogener. Russland dürfte als Ölexporteur fast zwei Prozentpunkte des gesamtwirtschaftlichen Outputs verlieren. Auch von den meisten lateinamerikanischen Ländern und Malaysia wird erwartet, dass sich der Ölpreisrückgang negativ auf die Jahresrate des Bruttoinlandsprodukts auswirkt. China, die anderen südostasiatischen Schwellenländer (Indonesien, Thailand und Philippinen) sowie vor allem Indien profitieren dagegen vom niedrigen Ölpreis. Der positive Effekt wird in diesen Volkswirtschaften auf bis zu einem Prozentpunkt geschätzt. Insgesamt jedoch sind die Profiteure in den Schwellenländern in der Unterzahl, so dass unterm Strich ein negativer Effekt von 0,23 Prozentpunkten auf die jahresdurchschnittliche Veränderungsrate des Bruttoinlandsprodukts resultiert.

Tab. 1.1
Einfluss des Ölpreisrückgangs auf das Bruttoinlandsprodukt im Jahr 2015
Ergebnisse der Sonderfrage im Ifo World Economic Survey

	Auswirkungen auf die jahresdurchschnittliche Veränderungsrate des Bruttoinlandsprodukts in Prozentpunkten 2015
Industrieländer	
EU 28	0,28
USA	0,20
Japan	0,30
Asiatische Tigerstaaten ^{a)}	0,36
Industrieländer insg.^{b)}	0,21
Schwellenländer	
Russland	- 2,00
China	0,05
Indien	1,00
Südostasiatische Schwellenländer ^{c)}	0,15
Lateinamerika ^{d)}	- 0,57
Schwellenländer insg.	- 0,23

^{a)} Gewichteter Durchschnitt aus Südkorea, Taiwan, Singapur und Hongkong. – ^{b)} Gewichteter Durchschnitt aus den EU 28-Ländern, USA, Japan, Kanada, Schweiz, Norwegen, Südkorea, Taiwan, Singapur, Hongkong. – ^{c)} Gewichteter Durchschnitt aus: Indonesien, Thailand, Malaysia, Philippinen. – ^{d)} Gewichteter Durchschnitt aus: Brasilien, Mexiko, Argentinien, Venezuela, Kolumbien, Chile.

Quelle: Ifo World Economic Survey II/2015; Berechnungen des ifo Instituts.
ifo Institut Juni 2015

¹ Vgl. CESifo World Economic Survey, May 2015, S. 24–26.