

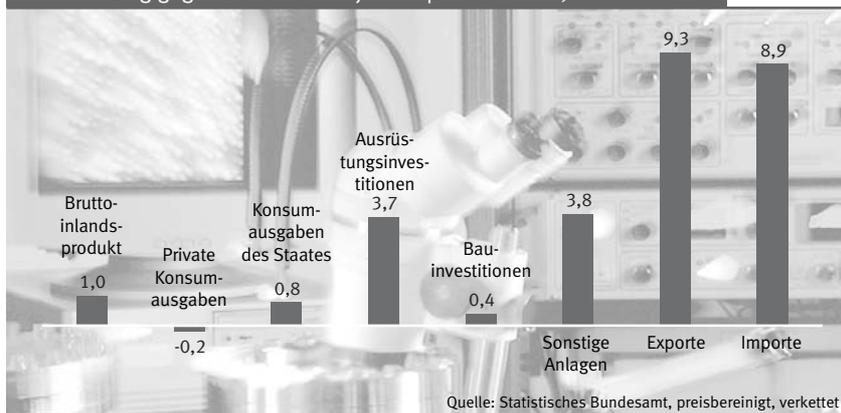
Kräftige Entwicklung im Jahr 2006 und mäßige Erwartungen für nächstes Jahr

Kürzlich wurde die gute Lage der deutschen Wirtschaft von der amtlichen Statistik bestätigt: Im ersten Halbjahr 2006 hat das reale Bruttoinlandsprodukt (BIP) zugelegt wie schon lange nicht mehr. Vielleicht reicht es dieses Jahr für die Veränderungsrate des BIP sogar noch für eine zwei vor dem Komma. Gleichzeitig ist aber ein Abklingen des momentanen Aufschwungs schon in Sichtweite, denn die dämpfenden Kräfte, die im Jahr 2007 wirken werden, zeichnen sich schon jetzt ab.

Die von zahlreichen Stimmungsindikatoren bereits vor geraumer Zeit vorgezeichnete positive Entwicklung der deutschen Wirtschaft in den ersten beiden Quartalen des laufenden Jahres

3,1 v.H. aus. Mit dieser Revision passen die Zahlen nun auch besser zu den bereits erwähnten Stimmungsindikatoren, wie beispielsweise den ZEW-Konjunkturerwartungen. Dieses Konjunkturbarome-

Veränderungsraten volkswirtschaftlicher Eckdaten (2. Quartal 2006; Veränderung gegenüber dem Vorjahresquartal in v.H.)



wurde nun von der amtlichen Statistik offiziell bestätigt. Nach Angaben des Statistischen Bundesamtes veränderte sich das preisbereinigte BIP im 2. Quartal 2006 mit einer Rate von 1 v.H. im Vergleich zum Vorjahresquartal, obwohl im 2. Quartal drei Arbeitstage weniger als im entsprechenden Vorjahreszeitraum zur Verfügung standen. Die BIP-Veränderungsrate für das erste Quartal wurde sogar um 0,2 Prozentpunkte nach oben revidiert und weist nun einen Wert von

ter hat bis Anfang des Jahres kontinuierlich nach oben gezeigt und ließ mit seinen immer neuen Rekordzahlen fast schon an der Glaubwürdigkeit der Umfrageergebnisse zweifeln. Nun hat sich allerdings genau diese Stimmung in harten Zahlen widerspiegelt und gerade dies gibt umso mehr Anlass, das Augenmerk aufmerksam auf die aktuellen Ergebnisse der Konjunkturmfrage zu richten. Im August sanken die ZEW-Konjunkturerwartungen deutlich um 20,7 Punk-

te und stehen nun bei einem Wert von -5,6 Punkten. Dieser Einbruch der Stimmung passt in das detaillierte und auf konkrete Kennziffern ausgerichtete Zahlenwerk, welches die professionellen Prognostiker regelmäßig erstellen und veröffentlichen (s. Tabelle). Demnach zeichnet sich für das deutsche Konjunkturmodell folgendes hinlänglich bekannte Szenario ab: Während die deutsche Wirtschaft zwar in diesem Jahr floriert, wird bereits im nächsten Jahr eine deutliche konjunkturelle Verlangsamung folgen. Die Erwartungen für die Jahresveränderungsrate des BIP im laufenden Jahr decken einen Bereich von 1,8 v.H. bis 2,2 v.H. ab. Für nächstes Jahr beträgt die entsprechende Spannweite 1,7 v.H. bis 0,7 v.H.

Investitionen und Konsum beleben

Positive Impulse dürften im laufenden Jahr von den Ausrüstungsinvestitionen ausgehen und im nächsten Jahr

IN DIESER AUSGABE

Kräftige Entwicklung im Jahr 2006 und mäßige Erwartungen für nächstes Jahr . . .	1
Die voraussichtliche Lage in der EWU . . .	3
ZEW-Finanzmarkttest: Ergebnisse der Augustumfrage 2006	4
Konjunktureller Aufschwung setzt sich fort.	5
Zur Güte mittelfristiger gesamtwirtschaftlicher Projektionen	6
Wer prognostiziert die deutsche Konjunktur am besten?	8
Junge mittelständische Unternehmen für Forschung auf Eigenkapital angewiesen .	10
Umsetzung und Transparenz der Geldpolitik in den USA und der Eurozone	12

könnte diese Kraft allerdings schon wieder nachgeben. So hat vor allem die Bau-tätigkeit im zweiten Quartal im Vergleich zum Winterquartal stark zugenommen, nachdem witterungsbedingt das erste Quartal für diese Branche schlecht lief. Auch der konjunkturelle Sondereffekt im Zusammenhang mit der Fußballweltmeisterschaft hat seine Spuren in den amtlichen Zahlen zur Binnennachfrage hinterlassen. Die zuletzt genannten Faktoren sind allerdings unter der Kategorie Sondereffekte zu verbuchen.

Die Entwicklung der gesamtwirtschaftlichen inländischen Nachfrage im Jahr 2007 dürfte im Zusammenspiel mit einer voraussichtlich nachgebenden ausländischen Nachfrage nach deutschen Exportgütern die Anreize zur Tü-tigung weiterer Investitionen in Maschinen und Produktionsgeräte schon wieder dämpfen. Darüber hinaus scheidet der Staat als Nachfrager von Investitionsgütern angesichts angespannter öffentlicher Haushalte nahezu aus, so dass bedeutende Beiträge der Investitionen für die Veränderungsrate des BIP auf dieses Jahr begrenzt sein könnten.

Geldpolitik wird straffer

Unter EZB-Beobachtern gilt die nächste Leitzinserhöhung im Oktober dieses

Jahres schon als ausgemacht. Besonders die starken Zahlen zur jüngsten BIP-Entwicklung in der Eurozone, die die Erwartungen der meisten Konjunkturbeobachter übertroffen haben, dürfte die Sorge der Zentralbanker um eine weitere Beschleunigung der Inflation schüren. Die mit steigenden Zinsen verbundene Verteuerung von Sachinvestitionen wird dafür sorgen, dass Unternehmen im nächsten Jahr Investitionsprojekte schärfer kalkulieren und ihre Absatzmöglichkeiten noch sorgfältiger unter die Lupe nehmen, bevor sie weitere Investitionen tätigen. Insgesamt gehen die Experten davon aus, dass das geldpolitische Umfeld in nächster Zeit straffer wird und nicht zur Stützung des Aufschwungs in Deutschland beitragen wird.

Bessere Lage auf dem Arbeitsmarkt

Der deutsche Arbeitsmarkt gibt im Zuge der jüngsten konjunkturellen Entwicklungen aktuell ein etwas optimistischeres Bild ab. Trotz der Sommerpause sank die Arbeitslosigkeit im Juli, da nicht zuletzt die Baubranche einigen Nachholbedarf zu verzeichnen hatte. Hier zeigen sich aber auch die Auswirkungen der intensiveren Betreuung der Arbeitslosen seitens der Arbeitsagenturen sowie eine

weitere Ausdehnung der Arbeitsgelegenheiten. Die Anzahl der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten hat erstmals seit langem wieder zugenommen. Allerdings werden die nachfrage-seitigen Kräfte, die den Arbeitsmarkt momentan noch stimulieren, bereits im nächsten Jahr schon wieder nachlassen, so dass eine grundlegende Verbesserung der Situation für die Arbeitslosen in Deutschland momentan nicht abzusehen ist.

Finanzierungssaldo erfüllt Maastricht-Kriterium

Im ersten Halbjahr 2006 ist die gesamte Staatliche Neuverschuldung auf einen Wert von 2,5 v.H. des BIP gefallen. Die Defizitquote erfüllt somit zum ersten Mal nach langer Zeit das prominente Maastricht-Kriterium. Diese Entwicklung ist allerdings weniger der Ausgabendisziplin von Bund, Ländern und Gemeinden als vielmehr einer signifikanten Zunahme der Steuereinnahmen im Zuge des konjunkturellen Aufschwungs geschuldet. Die Prognostiker gehen zumindest davon aus, dass Deutschland in diesem und im nächsten Jahr nicht die Defizitmarke von 3 v.H. überschreiten wird.

Marcus Kappler, kappler@zew.de

Tabelle 1: Wirtschaftliche Entwicklung in Deutschland 2005, 2006 und 2007

	Statist. BA	IMK		DIW		Ifo		HVB		Allianz		Commerzbank	
	2005	2006	2007	2006	2007	2006	2007	2006	2007	2006	2007	2006	2007
BIP, real	0,9	1,9	1,1	1,8	1,4	1,8	1,7	2,2	0,7	2,2	1,2	2,0	1,0
Privater Konsum	0,1	0,8	-0,4	0,7	0,4	0,9	0,1	1,3	0,9	0,9	-0,2	0,8	0,3
Konsumausgaben des Staates	0,6	0,1	0,4	0,5	0,7	0,2	0,3	0,3	0,6	0,2	-0,1	1,0	0,0
Bruttoanlageinvestitionen	0,8	3,2	3,3	3,0	3,0	3,0	3,6	-	-	-	-	4,5	3,3
Exporte	6,9	10,3	6,8	10,3	5,2	9,6	7,7	8,3	1,7	9,0	5,0	10,0	6,0
Importe	6,5	9,8	5,6	9,4	3,9	8,9	6,8	8,9	1,9	9,2	3,1	10,3	6,5
Erwerbstätige (in Tsd.)	38.726			39.027	39.133	38.832	39.007	-	-	-	-	39.000	39.200
Veränderungen	-0,2	0,3	0,3	0,6	0,3	0,1	0,5	-	-	0,6	0,6	0,7	0,5
Arbeitslose (in Tsd.)	4.861	4.549	4.438	4.442	4.380	4.601	4.451			-	-	4.520	4.260
Arbeitslosenquote	11,7# 11,2*	10,5*	10,2*	10,2*	10,1*	10,6*	10,3*	11,1#	10,8#	10,9*	10,5*	10,8*	10,2*
Preisindex der Lebenshaltung	2,0	1,4	1,6	1,6	2,2	1,8	2,5	1,8	2,5	1,9	2,6	1,8	2,0
Finanzierungssaldo des Staates in v.H. des BIP	-3,3	-2,7	-2,1	-2,7	-1,8	-2,7	-1,8	-2,9	-2,5	-2,8	-1,9	-2,7	-1,7

Mit Ausnahme der Arbeitslosenquote und der Anzahl der Erwerbstätigen und der Arbeitslosen alle Angaben als Veränderung in v.H. gegenüber dem Vorjahr. # Arbeitslosenquote gemessen an allen zivilen Erwerbspersonen. * Arbeitslosenquote gemessen an den inländischen Erwerbspersonen (Erwerbstätige Inländer plus Erwerbslose)
Quellen: IMK 12. Juli 2006, DIW 5. Juli 2006, ifo 29. Juni 2006, HVB 25. August 2006, Allianz 11. August 2006, Commerzbank 24. August 2006

Stand: 25. August 2006

Die voraussichtliche Lage in der EWU

Im zweiten Quartal dieses Jahres kam es in der Eurozone zu einer deutlichen Belebung der Konjunktur. Die erste Schnellschätzung des europäischen Statistikamtes Eurostat weist gegenüber dem Vorquartal einen Anstieg des Bruttoinlandsproduktes um 0,9 v.H. aus. Dieses bedeutet eine deutliche Steigerung gegenüber dem Wert des ersten Quartals von 0,6 v.H. und den stärksten Anstieg seit dem Jahr 2000. Der Aufschwung scheint inzwischen vor allem an Breite gewonnen zu haben. So konnten sämtliche großen Volkswirtschaften mit erfreulichen Zahlen zwischen 0,8 und 1,2 v.H. aufwarten, lediglich Italien fiel mit einer leichten Abschwächung gegenüber dem Vorquartal auf einen Wert von nun 0,5 v.H. etwas aus dem Rahmen.

Auch sehen die Konjunkturbeobachter inzwischen eine gestiegene Nachhaltigkeit des Aufschwunges. Demnach kamen positive Beiträge von fast allen Komponenten. Insbesondere die Binnennachfrage, vor einigen Monaten noch das Sorgenkind in vielen Ländern, konnte den deutlichsten Beitrag zu den starken Zahlen beisteuern und hat den Außenhandel als Konjunkturstütze in-

zwischen abgelöst. Dazu konnte auch die langsam spürbare Erholung am Arbeitsmarkt beitragen, die die private Nachfrage deutlich beleben konnte.

Die für viele Konjunkturbeobachter überraschend guten Zahlen des ersten Quartals veranlassten viele dazu, ihre Erwartungen für das Gesamtjahr deutlich nach oben zu korrigieren; so wird für das Jahr 2006 inzwischen ein Anstieg des BIP von deutlich über 2 v.H. erwartet. Damit dürfte jedoch der Höhepunkt der Erholungsphase überschritten sein. Dieses lässt sich bereits am Drehen einiger Frühindikatoren ablesen. So kam es im August zu einer deutlichen Abnahme des ZEW-Erwartungsindex um 16,8 auf nunmehr 1,3 und damit den niedrigsten Wert seit 5 Jahren. Die Volkswirte sehen mit Jahresbeginn 2007 eine Vielzahl an Risiken, die für eine deutliche Abnahme der konjunkturellen Dynamik sorgen dürften. Gerade die Abschwächung der Weltkonjunktur dürfte die Exportnachfrage belasten. Insbesondere in den Vereinigten Staaten lässt sich dieses, auch auf Grund der Straffung der Geldpolitik, bereits beobachten. Zudem könnten weiterhin hohe Ölpreise und ein

wieder aufwertender Euro zusätzlich belasten. Auch droht Druck von der fiskalischen Seite, da die Regierungen Italiens und Frankreichs eine restriktivere Fiskalpolitik verfolgen dürften, um die Maastricht-Kriterien erfüllen zu können. Dies alles lässt die Experten für das Jahr 2007 einen Anstieg unterhalb des langfristigen Produktionspotenzials von 2 v.H. erwarten.

Die weiterhin hohen Energiepreise sind hauptsächlich dafür verantwortlich, dass die Inflation auch im Juli mit 2,4 v.H. deutlich über der Stabilitätsmarke der EZB von 2 v.H. lag. Das Unterschreiten dieses Wertes erwarten die Konjunkturexperten frühestens für Mitte 2007. Eine starke Überwälzung der Energiekosten auf die Verbraucherpreise lässt sich jedoch nicht beobachten; die um Energiepreiseffekte bereinigten Preise stiegen nur um moderate 1,6 v.H. Die Volkswirte erwarten auf Grund der positiven konjunkturellen Entwicklung jedoch steigenden Druck auf weitere Zinserhöhungen der EZB, es werden bis zum Jahreswechsel zwei weitere Zinsschritte bis auf 3,5 v.H. erwartet.

Steffen Osterloh, osterloh@zew.de

	EWU		Italien		Spanien		Belgien		Österreich		Irland	
	2006	2007	2006	2007	2006	2007	2006	2007	2006	2007	2006	2007
BIP, real	2,4	1,5	1,4	1,1	3,6	3,0	2,8	2,3	2,6	2,1	5,6	5,2
Privater Verbrauch	1,9	1,3	0,8	1,1	3,8	3,2	2,4	1,8	1,9	2,0	6,8	7,4
Investitionen	–	–	2,5	2,9	6,5	4,6	2,4	2,4	3,6	3,3	8,3	6,5
Exporte	7,9	3,8	2,6	2,4	6,7	8,7	6,8	5,5	8,0	5,7	6,2	6,2
Importe	7,4	4,0	2,9	3,3	9,5	9,7	6,6	5,4	6,9	6,0	7,8	8,2
Verbraucherpreise	2,3	2,1	2,3	2,0	3,7	2,7	2,0	1,9	1,7	1,8	3,8	3,5
Arbeitslosenquote	8,2	7,9	7,7	7,6	8,7	8,6	8,0	7,7	5,8	5,9	4,4	4,4
Beschäftigung	1,1	1,1	0,7	0,4	4,1	3,1	0,9	0,9	0,6	0,6	2,9	2,4

	Niederlande		Frankreich		Finnland		Portugal		Griechenland		nachrichtlich GB	
	2006	2007	2006	2007	2006	2007	2006	2007	2006	2007	2006	2007
BIP, real	3,0	2,75	2,0	1,9	3,4	2,9	1,0	1,5	3,7	3,6	2,5	2,6
Privater Verbrauch	1,5	1,0	2,4	2,4	3,2	2,6	1,5	1,8	3,5	3,5	1,9	1,9
Investitionen	8,5	4,0	3,3	2,9	3,6	2,8	-1,5	1,5	4,1	4,6	5,3	3,2
Exporte	7,5	8,25	8,1	5,0	7,5	5,9	3,3	5,6	7,9	8,2	9,8	2,8
Importe	7,5	7,0	7,9	7,2	6,5	5,2	2,4	4,8	5,9	6,3	9,2	2,3
Verbraucherpreise	1,25	1,5	1,7	1,2	1,0	1,4	2,7	2,3	3,3	3,0	2,1	2,3
Arbeitslosenquote	4,1	3,4	9,5	9,2	7,9	7,7	7,9	7,7	10,0	9,7	5,3	5,2
Beschäftigung	1,5	1,3	0,4	0,5	1,5	0,5	0,5	0,9	1,3	1,3	0,4	0,8

Quellen: Alle: Arbeitslosenquote und Beschäftigung: OECD, Paris. EWU: HypoVereinsbank, München. Österreich: Wifo, Wien. Spanien: BBVA, Bilbao. Belgien: IRES, Louvain-la-Neuve. Niederlande: CPB, Den Haag. Finnland: OECD, Paris. Frankreich: COE, Paris. Irland: ESRI, Dublin. Italien: Unicredit Group, Mailand. Portugal: Banco Espírito Santo, Lissabon. Griechenland: OECD, Paris. GB: NIESR, London.

Stand: 25. August 2006

DIENSTLEISTER DER INFORMATIONSGESELLSCHAFT

Konjunktureller Aufschwung setzt sich fort

Nach einem positiven Jahresauftakt 2006 blicken die Dienstleister der Informationsgesellschaft optimistisch auf die zweite Jahreshälfte. Im Vergleich zum ersten Quartal 2006 legt der ZEW-IDI, Stimmung Indikator für den Wirtschaftszweig Dienstleister der Informationsgesellschaft, im zweiten Quartal 2006 um 6,3 Punkte zu und erreicht einen Wert von 69,6 Punkten. Für den Anstieg ist vor allem der Teilindikator verantwortlich, der die Entwicklung der aktuellen Geschäftslage wiedergibt. Dieser Teilindikator steigt im Vergleich zum ersten Quartal 2006 um mehr als 10 Punkte auf 65,1 Punkte. Die gute Stimmung bei den Unternehmen des Wirtschaftszweigs zeigt sich auch in der Entwicklung der Beschäftigten: Hier setzt sich der positive Trend bereits das dritte Quartal in Folge fort.

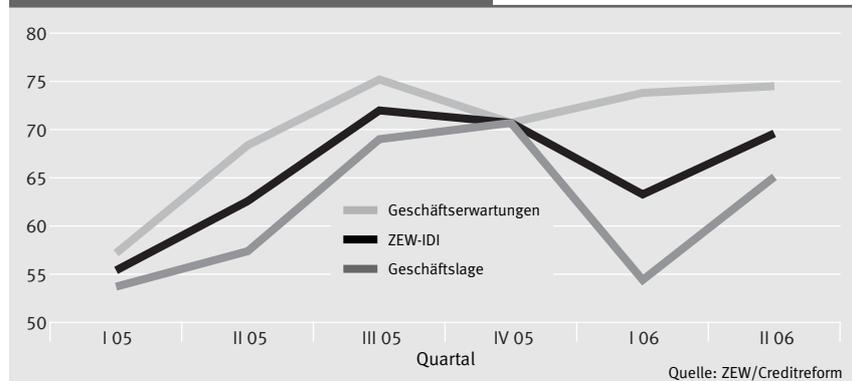
Dies ist Ergebnis einer Konjunkturumfrage bei Dienstleistern der Informationsgesellschaft, die das Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW), Mannheim, in Zusammenarbeit mit dem Verband der Vereine Creditreform, Neuss, im Juni 2006 durchgeführt hat. An der Umfrage beteiligten sich rund 800 Unternehmen. Der Wirtschaftszweig Dienstleister der Informationsgesellschaft setzt sich zusammen aus Informations- und Kommunikationstechnologie (IKT-) Dienstleistern (Unternehmen der Branchen EDV-Dienste und -Vermietung, IKT-Fachhandel sowie Telekommunikationsdienste) und wissensintensiven Dienstleistern (Unternehmen der Branchen Steuerberatung und Wirtschaftsprüfung, Unternehmensberatung, Architekturbüros, technische Beratung und Planung, Forschung und Entwicklung sowie Werbung).

Der Teilindikator, der die Geschäftserwartungen der Dienstleister der Informationsgesellschaft widerspiegelt, ist im zweiten Quartal 2006 zum zweiten Mal in Folge gestiegen. Im Vergleich zum ersten Quartal 2006 legt er um 0,7 Punkte zu und erreicht einen Wert von 74,5 Punkten.

Der Preisdruck hat im Wirtschaftszweig Dienstleister der Informationsgesellschaft im zweiten Quartal 2006 erheblich nachgelassen. Das erste Mal seit dem dritten Quartal 2003 ist der Anteil der Unternehmen, die für ihre Leistungen höhere Preise verlangen können, größer als der Anteil mit sinkenden Preisen. Das Nachlassen des Preisdrucks im Wirtschaftszweig Dienstleister der Infor-

mationsgesellschaft im zweiten Quartal 2006 ist einerseits auf die Preisentwicklung in den Branchen Steuerberatung und Wirtschaftsprüfung zurückzuführen, die seit Jahren eher von steigenden, als von sinkenden Preisen berichten. Andererseits ist die Preisentwicklung besonders durch die Entwicklung in den

Entwicklung des ZEW-IDI von I 05 bis II 06



Branchen IKT-Handel, Werbung und Architekten bedingt, die zum ersten Mal einen positiven Saldo der Preisveränderung aufweisen. Besonders der IKT-Handel konnte den Abwärtstrend der Preispirale durchbrechen.

Mehr als die Hälfte aller Unternehmen berichten im zweiten Quartal 2006 von im Vergleich zum ersten Quartal 2006 gestiegenen Umsätzen und erwarten, dass ihre Umsätze auch im dritten Quartal 2006 weiter steigen werden. Auch die Nachfragesituation und die künftige Nachfrageentwicklung bewerten die Dienstleister der Informationsgesellschaft im zweiten Quartal 2006 per Saldo positiv.

Lage am Arbeitsmarkt

Während sich die positive Beurteilung der gegenwärtigen Lage bei den ostdeutschen Unternehmen im Wirtschaftszweig nicht auf den Arbeitsmarkt überträgt, setzt sich der seit dem vierten Quartal 2005 andauernde positive Trend in Westdeutschland fort. So überwiegt auch im zweiten Quartal 2006 der Anteil der westdeutschen Dienstleister der Informationsgesellschaft mit Neueinstellungen den Anteil mit Entlassungen. Fast die Hälfte der westdeutschen Unternehmen im Wirtschaftszweig gibt an, dass der Personalbestand gestiegen ist. Etwa zwei Drittel der westdeutschen Dienstleister der Informationsgesellschaft erwar-

ten, dass sie im dritten Quartal 2006 ihren Personalbestand weiter ausbauen werden.

Während bei den technischen Beratern und Planern in der Vergangenheit der Anteil der Unternehmen mit Entlassungen immer den mit Neueinstellungen überwogen hat, geben im zweiten Quartal 2006 etwa 55 v.H. der Unternehmen an, dass ihr Personalbestand gestiegen ist. Bei etwa 15 v.H. der Unternehmen ist der Personalbestand dagegen gesunken. Auch bei den Architekten und Werbefirmen setzt sich der seit dem ersten Quartal 2006 anhaltende positive Beschäftigungstrend fort.

Jenny Meyer, meyer@zew.de

Zur Güte mittelfristiger gesamtwirtschaftlicher Projektionen

In der letzten Ausgabe der Wachstums- und Konjunkturanalysen wurde ein Überblick über Methoden geliefert, die von Regierungsstellen in ausgewählten Ländern zur Projektion der mittelfristigen makroökonomischen Entwicklung verwendet werden. In diesem Beitrag soll nun die Qualität dieser mittelfristigen Projektionen anhand geeigneter Maße und Testverfahren dargestellt werden. Die Ergebnisse basieren auf einer Studie, die das ZEW im Auftrag des Bundesministeriums für Wirtschaft und Technologie durchgeführt hat.

Zuverlässige Einschätzungen der mittelfristigen gesamtwirtschaftlichen Entwicklung spielen beispielsweise bei der Planung der öffentlichen Haushalte eine zentrale Rolle. Für die Mitgliedsländer des Eurogebiets haben mittelfristige Projektionen darüber hinaus eine besondere Bedeutung, da sie gegenüber der Europäischen Kommission und den Ländern der Europäischen Union verpflichtet sind, eine Darlegung der gesamtwirtschaftlichen Eckdaten, welche den mittelfristigen Projektionen ihrer nationalen Gesamthaushalte zugrunde liegen, in regelmäßigen Abständen vorzunehmen. In den Wachstums- und Konjunkturanalysen vom Juni 2006 wurden international verwendete Methoden zur Erstellung solcher mittelfristiger Projektionen vorgestellt. Dabei wurde deutlich, dass die für die Projektionserstellung verantwortlichen Institutionen in den jeweiligen Ländern auf eine Vielzahl von statistisch-ökonomischen Verfahren zurückgreifen, welche wiederum in vielfältiger Weise miteinander kombiniert werden. Wie erfolgreich diese Institutionen bei der Projektionserstellung rückblickend waren, wird anhand einer Analyse der Prognosegüte für das reale Bruttoinlandsprodukt (BIP) untersucht.

Tests und Gütemaße

Im Folgenden werden die wichtigsten Bewertungsverfahren, denen wir die mittelfristigen Prognosen des BIP unterzogen haben, kurz beschrieben und erläutert¹. Die Tabelle gibt einen Überblick über die betrachteten Länder und die für

¹ Eine gute Übersicht zu den unterschiedlichen Verfahren, die für die Bewertung der Güte von Prognosen eingesetzt werden, findet sich z.B. in Kirchgässner und Wolters (2006) sowie Fildes und Stekler (2002).

die Prognosen verantwortlichen Regierungsstellen und privaten Forschungsinstitute, für die wir die Auswertung durchführten. Der mittelfristige Zeitraum bezieht sich auf Projektionen mit einem Prognosehorizont von mehr als 1,5 Jahren. Wie aus der Tabelle hervorgeht, beträgt der Prognosehorizont in der Regel zwischen 2 und 5 Jahren.

Die Testverfahren und Gütemaße bauen generell auf einem Vergleich zwischen Prognose und Realisation auf. Da als Realisationen aber üblicherweise die ersten Veröffentlichungen des BIP seitens der statistischen Ämter sowie endgültig revidierte Werte zur Verfügung stehen, stellt sich unmittelbar die Frage nach der Wahl der heranzuziehenden Realisation als „richtige“ Vergleichsziffer. Ideal wäre es, wenn für die Bewertung der Prognosen diejenigen endgültigen revidierten Werte als Realisationen verwendet würden, deren statistische Erhebungs- und Berechnungsmethodik bei der Prognoseerstellung zugrunde gelegt wurde. Für die Zeitreihen des französischen und des US-amerikanischen BIP sind historische Daten zur Konstruktion dieser idealen Realisationen in gängigen Datenbanken verfügbar, während für den Vergleich der deutschen und britischen Prognosen mangels solcher Zahlen auf die ersten Veröffentlichungen zurückgegriffen wurde.

Eine einfache und zugleich aussagekräftige Kennzahl zur Prognosegüte stellt der durchschnittliche Prognosefehler (Mean Error, ME) dar. Dieser ist definiert als die durchschnittliche Abweichung der Prognose von der Realisation und gibt die durchschnittliche Über- oder Unterschätzung der BIP-Projektion an. Negative Werte des ME signalisieren ei-

ne Überschätzung, während positive Werte eine Unterschätzung angeben.

Die Wurzel des durchschnittlichen quadrierten Prognosefehlers (Root Mean Squared Error, RMSE) misst die Stärke der Abweichung zwischen Projektionen und Realisationen. Abweichungen nach oben und unten werden symmetrisch behandelt und je größer eine Abweichung ist, desto höher ist ihr Gewicht im Gesamtmaß.

Der RMSE ist für sich allein genommen allerdings nicht sehr aussagefähig, da die Größenordnung dieser Kennzahl von der Skalierung der Zielgröße abhängt und deshalb eine Normierung erfordert. Zu diesem Zweck werden üblicherweise die RMSE der Prognosen verschiedener Modelle zueinander ins Verhältnis gesetzt. Die resultierende Maßzahl wird nach Henry Theil als Theil'scher Ungleichheitskoeffizient (Theil's U) bezeichnet. Wenn $U = \text{RMSE}_1 / \text{RMSE}_2$ den Wert eins annimmt, dann ist die Prognosegenauigkeit beider Modelle gleich. Bei $U < 1$ ist die Modellprognose besser als diejenige des Alternativmodells, bei $U > 1$ gilt entsprechend die umgekehrte Aussage. Häufig wird als Alternativ-Prognose eine so genannte naive Prognose verwendet, die nur Informationen der zu prognostizierenden Zeitreihe selbst enthält. In der vorliegenden Untersuchung wurde der zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung bekannte historische Mittelwert der jeweiligen Veränderungsrate des BIP als Alternativmodell verwendet.

Zur Beurteilung der Konsistenz und Unverzerrtheit der Projektionen wird folgender Zusammenhang mit Hilfe der Methode der Kleinsten Quadrate geschätzt:

$$(1) R_t = \alpha + \beta F_t + \varepsilon_t$$

wobei R_t die Realisation und F_t die Prognosen bezeichnet. Bei einer guten Prognose sollte gelten: $\alpha = 0$ und $\beta = 1$. In diesem Fall spricht man von einer unverzerrten Prognose. Außerdem zeigt das Bestimmtheitsmaß R^2 dieser Schätzung an, wie stark Prognosen und Realisationen zusammenhängen. Bei einer

unverzerrten, perfekten Prognose ist R^2 gleich eins, bei vollständigem Fehlen eines Zusammenhangs gleich null. Eine konsistente Schätzung von Gleichung (1) erfordert, dass die Residuen autokorrelationsfrei sind. Dies ist allerdings nur bei Ein-Schritt-Prognosen der Fall. Bei mittelfristigen Projektionen treten dagegen überlappende Prognoseperioden auf, wodurch Autokorrelation in den Residuen induziert wird. Durch explizite Modellierung dieser autokorrelierten Fehlerstruktur in (1) kann diesem Problem aber begegnet werden.

Mit so genannten Effizienztests wird untersucht, ob die Prognose durch Einbeziehung weiterer Informationen verbessert werden kann. Entsprechend zeigt das Ergebnis dieser Tests, ob bei der Erstellung der Prognosen die verfügbaren Informationen in ausreichendem Maße genutzt wurden. Da die Menge der möglichen zusätzlichen Informationen sehr groß sein kann, beschränken sich Effizienztests in der Regel auf die besonders nahe liegenden Faktoren. Dazu zählt die Überprüfung, ob die Prognosefehler der Vergangenheit zu einer Verbesserung der Prognose beitragen. Wenn dies nicht der Fall ist, liegt so genannte „schwache Effizienz“ vor. Eine Variante dieses Tests besteht darin, zu untersuchen, ob der Einfluss bestimmter Faktoren, die zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung bekannt waren, hinreichend berücksichtigt wurde. Wenn in diesen Tests die Verwendung dieser Faktoren nicht zu einer Verbesserung der Prognosen führt, dann erfüllt das Prognosemodell die Bedingungen der so genannten „starken Effizienz“. Zur Überprüfung der starken Effizienz bietet es sich bei mittelfristigen BIP-Prognosen an, insbesondere vorlaufende Indikatoren (z.B. Stimmungsindikatoren, Auftragseingänge, inländische Zinsstruktur) sowie wichtige internationale Einflussgrößen (z.B. US-Konjunktur, Ölpreise, US-Zinsstruktur) zu verwenden.

Ergebnisse

Die Tabelle fasst die Ergebnisse der Auswertungen der Prognosen zusammen. Generell kann festgestellt werden, dass mittelfristige Projektionen in der Regel besser sind als „naive“ Vergleichsprognosen. Dies signalisieren die Theil's

Güte der mittelfristigen gesamtwirtschaftlichen Projektionen				
	Periode	Deskriptive Analyse	Unverzerrtheit	Effizienz
Deutschland/Bundesministerium für Wirtschaft und Technologie				
Reales BSP/BIP (5 Jahre)	1972-2004	ME: -0,9 RMSE: 1,33 Theil's U: 0,89	Evidenz für Unverzerrtheit R^2 : 12 v.H.	Keine Indizien für Verletzung schwacher Effizienz; Starke Effizienz wird verworfen
Großbritannien/Finanzministerium (HMT) und Forschungsinstitut NIESR				
Reales BIP (3 Jahre)	HMT: 1987-2004 (3 Jahre) NIESR: 1990-2004 (3 Jahre)	HMT: ME: 0,13 RMSE: 1,18 Theil's U: 0,77 NIESR: ME: 0,05 RMSE: 0,92 Theil's U: 0,60	Evidenz für Unverzerrtheit bei beiden Institutionen R^2 : 10 v.H. (HMT) 1 v.H. (NIESR)	Keine Indizien für Verletzung schwacher Effizienz bei beiden Institutionen; Starke Effizienz wird bei beiden Institutionen verworfen
Frankreich/Wirtschafts- und Finanzministerium (DGTPE) und Forschungsinstitut OFCE				
Reales BNE/BIP (2 Jahre)	DGTPE: 1976-2000 OFCE: 1992-2004	DGTPE: ME: -0,17 RMSE: 0,82 Theil's U: 0,61 OFCE: ME: -0,55 RMSE: 1,17 Theil's U: 0,85	Evidenz für Unverzerrtheit bei Prognosen des DGTPE; Leichte Evidenz für Verzerrungen der OFCE Prognosen R^2 : 48,8 v.H. (DGTPE) 15,2 v.H. (OFCE)	Keine Indizien für Verletzung schwacher Effizienz bei beiden Institutionen; Starke Effizienz wird nicht verworfen
USA Sachverständigenrat „Troika“ und Congressional Budget Office				
Reales BNE/BIP (5 Jahre)	1976-2000	Troika: ME: -0,26 RMSE: 1,22 Theil's U: 0,91 CBO: ME: 0,03 RMSE: 1,16 Theil's U: 0,87	Evidenz für Verzerrtheit bei beiden Institutionen R^2 : 0,00 v.H. (HMT) 0,01 v.H. (NIESR)	Keine Indizien für Verletzung schwacher Effizienz bei beiden Institutionen; Starke Effizienz wird verworfen

U-Werte, die in der Regel deutlich kleiner als eins sind. Angesichts eines mittelfristigen Prognosehorizontes von 2 bis 5 Jahren ist dies durchaus ein bemerkenswertes Ergebnis.

Der mittlere Prognosefehler ME ist mit Ausnahme Deutschlands (-0,9 Prozentpunkte) ebenfalls sehr gering.

Die relativ geringen Werte des Bestimmtheitsmaßes R^2 der Schätzungen auf Verzerrtheit der Prognosen zeigen allerdings, dass die Prognosen häufig nur einen geringen Anteil der tatsächlichen Veränderungen des realen BIP vorhersagen. Dies hat zur Folge, dass zwar die durchschnittliche Entwicklung der Zielgrößen recht gut vorhergesagt wird, dagegen kaum deren zeitliche Veränderungen.

Die so genannte „starke Effizienz“ wird bei den meisten der untersuchten Prognosen verworfen. Dies bedeutet, dass die zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung bekannten Informationen nicht in ausreichendem Maße in den Prognosen berücksichtigt wurden. Daher sollten entsprechende Verbesserungen der Prognosemodelle möglich sein.

Die so genannte „schwache Effizienz“ musste hingegen bei keiner der Prognosen verworfen werden. Dies bedeutet, dass in den Prognosefehlern früherer Pe-

rioden keine systematisch verwertbaren Informationen für zukünftige Prognosen enthalten sind.

Zusammenfassend kann festgehalten werden, dass die von uns untersuchten mittelfristigen gesamtwirtschaftlichen Prognosen in der Regel „naive“ Vergleichsprognosen übertreffen können.

Es ist jedoch sinnvoll, die Verfahren, die zur Prognoseerstellung verwendet werden, weiter zu verbessern. Ein erster Schritt dahin besteht in einer permanenten quantitativen und qualitativen Evaluation der Prognosen. Außerdem sollten bei den BIP-Prognosen relativ vorsichtige Annahmen bezüglich der zukünftigen Entwicklung gemacht werden und eher die Untergrenze des Prognoseintervalls verwendet werden. Dies sollte insbesondere dazu führen, dass systematische Prognosefehler, also eine lang andauernde Über- oder Unterschätzung der tatsächlichen Entwicklungen, weiter reduziert werden.

Marcus Kappler, kappler@zew.de

Dr. Michael Schröder, schroeder@zew.de

Literatur

- Fildes, R. und H. Stekler (2002), The state of macroeconomic forecasting, Journal of Macroeconomics 24, 435-468.
- Kirchgässner, G. und J. Wolters (2006), Einführung in die moderne Zeitreihenanalyse, Verlag Vahlen München

Wer prognostiziert die deutsche Konjunktur am besten?

Die Erstellung von Konjunkturprognosen gehört zu den Tätigkeiten von Volkswirten, die am meisten im Blickpunkt der Öffentlichkeit stehen. Neben öffentlichen Institutionen und internationalen Organisationen sind insbesondere Wirtschaftsforschungsinstitute sowie Banken als Prognostiker tätig. In diesem Beitrag werden die kurzfristigen Prognosen für das deutsche Bruttoinlandsprodukt von 22 Instituten und Banken seit 1995 hinsichtlich der Frage analysiert, ob es Unterschiede in der Prognosegüte zwischen den verschiedenen Institutionen gibt.

Es liegen zahlreiche Untersuchungen vor, die die Qualität der kurzfristigen Prognosen der Wachstumsraten des deutschen Bruttoinlandsproduktes (BIP) untersuchen. Die aktuellste Untersuchung dazu liefern Döpke und Fritsche (2005), die einen über 30 Jahre zurückreichenden Datensatz bestehend aus Prognosedaten von 14 Institutionen analysieren. Betrachtet werden hier Konjunkturprognosen von Wirtschaftsforschungsinstituten, öffentlichen Institutionen und internationalen Organisationen. Dabei zeigen die Autoren ein Problem auf, das bei derartigen Untersuchungen anhand der von den Prognostikern veröffentlichten Werte häufig auftritt: Viele Institutionen veröffentlichen ihre Prognosen zu vorher festgelegten

re Modelle oder Fähigkeiten der Prognostiker zu erklären, wenn sie sich im Veröffentlichungszeitpunkt unterscheiden.

Die Daten

Um dieser Problematik zu begegnen, nutzt die vorliegende Untersuchung die in der Zeitschrift „Consensus Forecasts“ veröffentlichten Prognosen. Dabei handelt es sich um eine monatliche Umfrage des privaten britischen Institutes Consensus Economics, die seit 1989 erhoben und momentan für etwa 70 Länder durchgeführt wird. Die teilnehmenden Prognostiker werden jeweils zu einem gemeinsamen Stichtag hinsichtlich ihrer Prognosen für eine Vielzahl volkswirtschaftlicher Variablen für das aktuelle und das folgende Jahr befragt, wobei eine klare Definition der untersuchten Größen eine hohe Vergleichbarkeit der Prognosen sicherstellt. Somit liegen für jedes zu prognostizierende Jahr insgesamt 24 Prognosen vor: 12 Ein-Jahres- und 12 Zwei-Jahresprognosen.

Eine weitere Besonderheit der „Consensus Forecast“-Veröffentlichungen besteht in der Zusammensetzung ihrer Teilnehmer. So liegt hier der Schwerpunkt neben den in anderen Untersuchungen ausführlich analysierten Forschungsinstituten bei kommerziellen Prognostikern, hauptsächlich Banken.

Zusätzlich zu den individuellen Prognosen aller Teilnehmer wird auch der arithmetische Mittelwert für jede Variable ausgewiesen. Dieser Wert, der in der Öffentlichkeit als „Consensus“ bekannt ist, wird häufig von Prognostikern als Benchmark in Verbindung mit dem eigen-

nen Wert veröffentlicht, um die eigene Position im Verhältnis zu den übrigen Prognostikern aufzuzeigen.

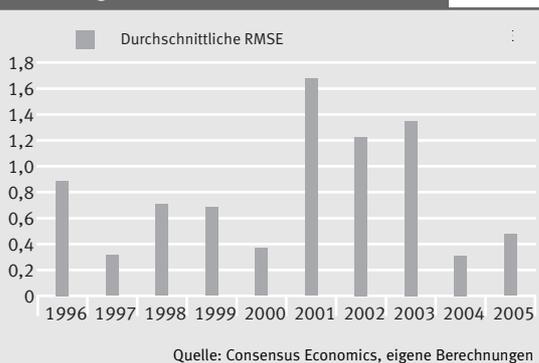
Der Test

Zur Beantwortung der Frage, ob sich die Prognosegenauigkeit der verschiedenen Prognostiker signifikant unterscheidet, schlägt Stekler (1987) einen Rangsummentest vor. Er zieht diesen einer Untersuchung der Prognosefehler, bspw. mittels eines F-Testes, vor, da nicht alle Jahre mit gleicher Präzision zu prognostizieren sind. Bei einer Untersuchung auf Basis der Fehlersumme über die untersuchten Jahre würden automatisch die schwer zu prognostizierenden Jahre mit einer höheren Varianz der Fehler die Untersuchung dominieren. Abb. 1 zeigt dieses für die durchschnittlichen Root Mean Squared Error (RMSE)¹, die die Consensus-Teilnehmer in den letzten 10 Jahren für das deutsche BIP begangen haben. Es zeigt sich, dass gerade in den Jahren der Stagnation von 2001 bis 2003 die Fehler außergewöhnlich hoch waren.

Der von Stekler (1987) eingeführte nichtparametrische Test berücksichtigt dagegen allein die Positionen einer Rangfolge, die auf Basis der Fehlerhöhe für jedes Jahr erstellt wird. Der Test wird wie folgt durchgeführt: Zuerst wird für jeden Prognostiker für jedes zu prognostizierende Jahr der RMSE berechnet. Auf Basis dieser Werte wird anschließend jedem Prognostiker ein Rang zugeordnet, beginnend mit demjenigen mit dem geringsten Fehler, welcher den Rang 1 erhält, bis zum höchsten Fehler, dem der letzte Rang zugewiesen wird.

Dieses Vorgehen mittels der RMSE erscheint für den vorliegenden Datensatz jedoch nicht angebracht, da dieser viele fehlende Beobachtungen aufweist. So geben manche Teilnehmer ihre erste Prognose für ein Zieljahr regelmäßig nicht im Januar des vorherigen Jahres ab, sondern erst einige Monate später. Da jedoch der RMSE in der Regel im Zeitverlauf abnimmt, würde eine Bewertung anhand

Abbildung 1: Durchschnittliche RMSE



Zeitpunkten, die sich selten überschneiden. Da der Prognosefehler im Zeitverlauf jedoch in der Regel abnimmt, zeigen diejenigen Prognosen geringere Fehler, die eine späte Veröffentlichung aufweisen und somit bevorzugt werden. Daher ist es kaum möglich, signifikante Unterschiede der Prognosegüte durch besse-

¹ Eine Übersicht über die verwendeten statistischen Maße findet sich im Beitrag „Mittelfristige gesamtwirtschaftliche Projektionen“ auf Seite 6.

Tabelle 1: Positionen in den Rangfolgen

	BfG Bank/ SEB	MM Warburg	HSBC Trinkaus	...	Nr. 20	Nr. 21	Nr. 22
1995	9	3	4		17	19	22
1996	12	2	11		21	22	19
1997	12	10	13		6	9	18
1998	3	10	4		20	19	22
1999	3	11	21		22	19	8
2000	11	5	9		6	22	8
2001	8	9	1		15	18	22
2002	4	12	1		14	6	3
2003	3	8	2		15	1	19
2004	8	6	20		15	17	19
2005	8	10	1		12	19	21
Summe	81	86	87	...	163	171	181
Erwartete Summe*	126,5	126,5	126,5		126,5	126,5	126,5

* siehe Text für Details

der RMSE diejenigen Prognostiker bevorzugen, die weniger Prognosen mit einem längeren Horizont abgeliefert haben.

Stattdessen sind die Rangfolgen mittels einer Variation des Theil's U gebildet worden. Dabei wurde der RMSE nicht in Relation zum RMSE eines naiven Prognosemodells gesetzt, sondern in Relation zum RMSE der Consensus-Prognosen. Für den Consensus RMSE wurden jedoch nur jeweils diejenigen Beobachtungen berücksichtigt, für die auch eine Beobachtung des jeweiligen Prognostikers verfügbar war. So kann das Ergebnis als die relative Genauigkeit im Vergleich zum Consensus interpretiert werden. Ein Prognostiker, der in den Monaten, in denen er teilgenommen hat, genauso gut wie der Consensus abgeschnitten hat, erreicht somit einen Wert von 1. Die beste Prognose erreicht den geringsten Wert. Ihr wird deshalb für das jeweilige Jahr der Rang 1 zugeordnet. Aus diesen Werten lässt sich für jeden Prognostiker i die Rangsumme als $r_i = \sum_{t=1}^T r_{it}$ berechnen, also der Summe der Ränge über alle prognostizierten Jahre T .

Die folgende Untersuchung der Treffsicherheit der deutschen Prognostiker umfasst die Ein-Jahresprognosen für die Jahre von 1995 bis 2005 und die Zwei-Jahresprognosen für 1996 bis 2005. Dieses Vorgehen erfordert jedoch, dass die Prognostiker während des gesamten Zeitraums teilgenommen haben müssen. Jedoch zeigt es sich, dass die Zusammensetzung der Teilnehmer, in der Regel etwa 30 jeden Monat, im Zeitverlauf stark variiert hat. So sind einige Insti-

tutionen ausgeschieden, bspw. durch Fusionen oder Übernahmen, andere sind neu hinzugekommen. Dieses führt dazu, dass der Datensatz auf 22 Prognostiker reduziert werden musste. Dieser spiegelt jedoch weiterhin eine große Varietät der Teilnehmer wider: So enthält er 4 öffentliche und 1 privates Forschungsinstitut, 3 Großbanken, 2 genossenschaftliche und 5 öffentlich rechtliche Banken, 3 Privatbanken, 3 Töchter ausländischer Banken und eine internationale Investmentbank. Als realisierte Werte wurden die in der jeweiligen Juni-Ausgabe „Consensus Forecast“ des Folgejahres veröffentlichten Realisationen verwendet.

Tabelle 1 zeigt die Ränge der auf Basis der Rangsummen ermittelten drei besten und drei schlechtesten Prognostiker, unter Berücksichtigung sowohl der Ein- als auch der Zwei-Jahresprognosen, also aller 24 Prognosehorizonte.

Es lässt sich beobachten, dass manche Prognostiker häufig vordere Plätze belegen während andere regelmäßig schlechter abschneiden. Dass dies nicht zufällig ist, soll nun statistisch abgesichert werden. Die Nullhypothese, dass alle Prognostiker gleich sind, bedeutet, dass bei Betrachtung der Ränge über mehrere Perioden keine systematischen Unterschiede in der Rangverteilung auftreten sollten. Mit anderen Worten: Der durchschnittliche Rang eines Prognostikers über T Perioden sollte dem theoretischen Durchschnittsrang entsprechen, der im vorliegenden Fall bei $n=22$ Teilnehmern dem Wert 11,5 entspricht. Empirisch wird die Nullhypothese, dass die Rangsum-

men r_i der Teilnehmer i ($i=1,\dots,n$) der Summe der Durchschnittsränge $T(n+1)/2$ entsprechen, mit folgender χ_{n-1}^2 -verteilter Teststatistik von Batchelor (1990) überprüft:

$$f = \sum_{i=1}^n \frac{\{r_i - T(n+1)/2\}^2}{Tn(n+1)/12}$$

Der Zähler dieser Statistik gibt die Abweichung der jeweiligen Rangsumme von ihrem unter der Nullhypothese erwarteten Wert an. Im Nenner wird die Varianz einer individuellen Rangstatistik ($n(n+1)/12$) für die Summe von T individuellen Rängen verwendet.

Ergebnisse

Die Ergebnisse des Tests finden sich in Tabelle 2. Es sind drei Teststatistiken berechnet worden: Neben der Betrachtung aller 24 Prognosehorizonte ist der Test auch jeweils für die Ein-Jahres-, sowie die Zwei-Jahresprognosen durchgeführt worden. Es zeigt sich, dass die Betrachtung beider Jahre die höchste Signi-

Tabelle 2: Ergebnisse

Gesamter Zeitraum	Ein-Jahres-Prognosen	Zwei-Jahres-Prognosen
40,41***	34,85**	29,99*

***, **, *: Signifikanz zum 1 v.H.-, 5 v.H.-, 10 v.H.-Niveau; Teststatistik ist χ^2 -verteilt mit 21 Freiheitsgraden

fikanz aufweist: Die Nullhypothese, dass die Prognosegüte aller Teilnehmer gleich ist, kann auf dem 1 v.H.-Niveau verworfen werden. Für die Ein-Jahresprognosen kann die Nullhypothese auf dem 5 v.H.-Niveau verworfen werden, für die Zwei-Jahresprognose immerhin noch auf dem 10 v.H.-Niveau.

Abschließend kann festgestellt werden, dass die gefundenen unterschiedlichen Positionen in den Rangfolgen nicht zufällig sind. Nicht alle Prognostiker sind gleich, manche von ihnen haben signifikant besser abgeschnitten als es eine zufällige Verteilung der Ränge erwarten ließe und somit eine höhere Prognosegenauigkeit aufgewiesen als andere Teilnehmer im Consensus Forecast.

Steffen Osterloh, osterloh@zew.de

Literatur

- Batchelor, R. A. (1990), All forecasters are equal, Journal of Business and Economic Statistics, 8 (1), 143-144.
- Döpke, J. und U. Fritsche (2006), Growth and Inflation Forecasts for Germany. A Panel-based Assessment of Accuracy and Efficiency, Empirical Economics 31 (3), 777-798.
- Stekler, H. O. (1987), Who forecasts better?, Journal of Business and Economic Statistics, 5 (1), 155-158.

Junge mittelständische Unternehmen für Forschung auf Eigenkapital angewiesen

Die Innovationsaktivität von Unternehmen ist eine wichtige Komponente des Wirtschaftswachstums. Konsumenten profitieren von Neuentwicklungen, die zu einer größeren Auswahl an Produkten und Dienstleistungen führen. Ebenfalls können durch die Erschließung zusätzlicher Märkte neue Arbeitsplätze geschaffen werden. Obwohl große Unternehmen den Hauptanteil an den gesamten Forschungsausgaben stellen, ist die Bedeutung von kleinen und mittleren Unternehmen im Innovationssystem nicht zu vernachlässigen – sie bestreiten immerhin 12,5 v.H. der Forschungsausgaben des privaten Sektors. Die gemeinsame Studie von ZEW und KfW Bankengruppe, Frankfurt, untersucht die Bedeutung der Eigenkapitalausstattung für die Forschungsaktivitäten von mittelständischen Unternehmen. Ein besonderes Augenmerk wird auf junge Unternehmen gerichtet, da diese häufiger Schwierigkeiten beim Zugang zu Bankkrediten haben und bei der Finanzierung noch nicht auf einbehaltene Gewinne zurückgreifen können.

Die gemeinsame Studie von ZEW und KfW Bankengruppe geht der Frage nach, ob die Eigenkapitalausstattung von kleinen und mittleren Unternehmen eine Beschränkung für deren Forschungsaktivitäten darstellt. Forschungsaktivitäten werden empirisch einerseits mit einer Indikatorvariablen modelliert, die den Wert eins für forschende und den Wert null für nicht forschende Unternehmen annimmt. Andererseits wird auch die Forschungsintensität modelliert. Die Forschungsintensität ist als Anteil der Forschungsausgaben am Umsatz definiert. Damit ist es beispielsweise möglich festzustellen, ob die Eigenkapitalausstattung nur für Unternehmen mit hoher Forschungsintensität wichtig ist oder ob Eigenkapital schon bei geringer Forschungsleistung eine wichtige Rolle spielt.

Eigenkapital ist für die Finanzierung von Forschungsprojekten wichtig, da Banken aufgrund des höheren Risikos mit einer Kreditfinanzierung von Forschungsprojekten häufig zurückhaltend sind. Unabhängig von der Kreditverwendung ist es für junge Unternehmen in der Regel schwieriger einen Bankkredit zu erhalten, da sie ein höheres Ausfallrisiko aufweisen und noch keine langfristige Bankbeziehung etablieren konnten. Die Studie untersucht deshalb die Bedeutung von Eigenkapital für junge und alte Unternehmen getrennt. Dabei gilt ein Unternehmen in dieser Untersuchung bis zu einem Alter von zehn Jahren als

jung. Als Maß für die Eigenkapitalausstattung wird die Eigenkapitalquote verwendet.

Eigenkapitalquote steigt mit Unternehmensalter

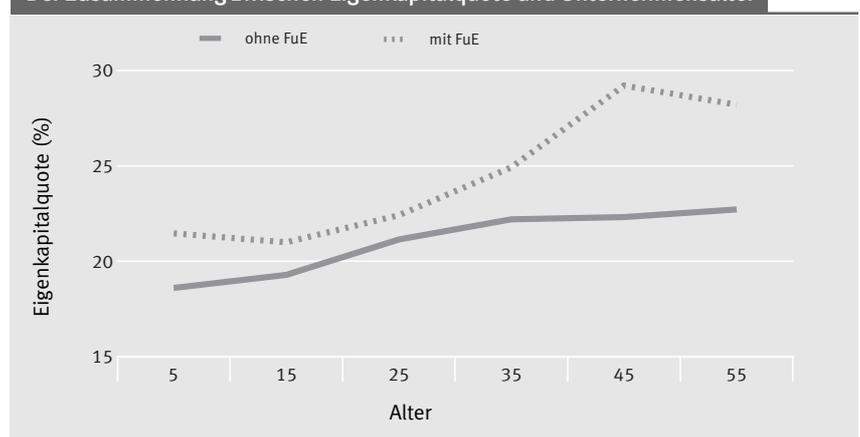
Die Abbildung stellt die Entwicklung der Eigenkapitalquote nach dem Unternehmensalter für Unternehmen mit und ohne Aktivitäten in Forschung und Entwicklung (FuE) dar. Es wird deutlich, dass bei beiden Gruppen die Eigenkapitalquote mit höherem Alter steigt. Häufig wird über die Jahre hinweg jeweils ein Teil des erwirtschafteten Gewinns einbehalten, was die Eigenkapitalausstattung verbessert. Unternehmen mit Forschungsaktivität weisen durchgängig eine höhere Eigenkapitalquote auf. Die bivariate Auswertung zeigt unterschiedliche Finan-

zierungsstrukturen bei Unternehmen mit und ohne Forschungsaktivität auf, ermöglicht aber noch keine Aussage über die Richtung der Kausalität.

In der bestehenden Literatur wird der Einfluss der Finanzierungsstruktur auf die Forschungstätigkeit hauptsächlich für börsennotierte Unternehmen untersucht (z.B. Chiao (2002)). Es ist jedoch anzunehmen, dass vor allem bei kleineren Unternehmen ohne Zugang zum Aktienmarkt die Verfügbarkeit von Eigenkapital für Forschung wichtig sein kann. Ein umgekehrter Einfluss der Forschungstätigkeit auf die Finanzierungsstruktur ist auch denkbar und wurde in der Literatur untersucht. Hall (2002) bietet einen Überblick zu existierenden Studien, die meistens ebenfalls für börsennotierte Unternehmen durchgeführt wurden.

Für die Untersuchung werden Angaben zu etwa 6000 kleinen und mittleren Unternehmen aus der ersten Welle des KfW-Mittelstandspanels herangezogen. Diese Unternehmensbefragung der KfW Bankengruppe enthält neben den grundlegenden Unternehmenscharakteristika auch Angaben zur Finanzierungssituation und Innovationstätigkeit von Unternehmen mit einem Jahresumsatz von weniger als 500 Millionen Euro in Deutschland. Da Angaben zur zweiten Welle nicht erhoben wurden, konnte in dieser Studie der Panelcharakter der Befragung noch nicht ausgenutzt werden.

Der Zusammenhang zwischen Eigenkapitalquote und Unternehmensalter



Einfluss der Eigenkapitalquote auf die FuE-Aktivität von Unternehmen

	(1) Probit	(2) Tobit
Abhängige Variable	FuE-Indikator	FuE-Intensität
EK-Quote	-1,110 (1,066)	21,582 (26,873)
EK-Quote × Indikator jung	0,070 (0,075)	4,011** (1,952)
Beobachtungen	5795	1489

Robuste Standardfehler in Klammern; ** signifikant zum 5v.H.-Niveau

Quelle: KfW-Mittelstandspanel. Es werden marginale Effekte und deren Standardfehler gezeigt. Die Regressionen enthalten erklärende Variablen für Unternehmensgröße, Unternehmensalter und Durchschnittseinkommen auf Kreisebene. Des Weiteren kontrollieren Indikatorvariablen für Rechtsform, Branche, Teilnahme an einem Förderprogramm, Kreistyp und Region. Die EK-Quote ist mit der Wettbewerbsintensität des Bankensektors auf Kreisebene instrumentiert.

Die ökonometrische Analyse berücksichtigt, dass sich Forschungsaktivitäten und Finanzierungsstruktur gegenseitig beeinflussen. Einerseits können Unternehmen gezwungen sein, Forschungsprojekte mit Eigenkapital zu finanzieren, da für riskante Projekte Bankkredite häufig nicht vergeben werden. Andererseits ist Eigenkapital für Forschungsprojekte oft auch die von den Eigentümern präferierte Finanzierungsform, da das Unternehmen sonst bei festen Zinszahlungen und unsicherem Projekterfolg in finanzielle Schwierigkeiten geraten könnte.

Um dem ökonometrischen Problem der umgekehrten Kausalität Rechnung zu tragen, wird ein Instrumentvariablenansatz gewählt. Die Wettbewerbsintensität des Bankensektors auf Kreisebene wird als Instrument verwendet, um den Einfluss der Eigenkapitalquote auf die Forschungsaktivitäten zu identifizieren. Die Wettbewerbsintensität des Bankensektors hat einen negativen Einfluss auf die Eigenkapitalquote der Unternehmen, da die Unternehmen bei höherem Wettbewerb einen besseren Zugang zu Bankkrediten haben. Die Wettbewerbsintensität sollte jedoch keinen direkten Einfluss auf die Forschungsaktivität von Unternehmen haben. Damit ist, wie gefordert, das Instrument mit der endogenen Variablen Eigenkapitalquote korreliert, hat allerdings keinen direkten Zusammenhang zu der abhängigen Variablen.

Eigenkapitalausstattung beeinflusst Forschungsintensität

Die Ergebnisse der Untersuchung sind in Tabelle dargestellt. Nach dem An-

satz von Cragg (1971) wird der Einfluss der Eigenkapitalquote auf die Wahrscheinlichkeit der Durchführung von FuE in einer Probitschätzung und der Einfluss der Eigenkapitalquote auf die FuE-Intensität der FuE-treibenden Unternehmen mit einer Tobitschätzung untersucht. Für die Tobit-Schätzung werden nur Unternehmen mit positiven FuE-Ausgaben berücksichtigt.

Eigenkapital für junge Unternehmen wichtig

Aus der Probitschätzung in Spalte (1) ergibt sich, dass die Eigenkapitalquote keinen Einfluss auf die Entscheidung hat, ob Forschungsaktivitäten durchgeführt werden. Dies trifft sowohl für junge als auch für alte Unternehmen zu.

Eine positive Wirkung von Eigenkapital lässt sich jedoch für die Höhe der Forschungsintensität bei jungen Unternehmen finden. Dies ist das Ergebnis der Tobitschätzung in Spalte (2). Dieser Befund lässt sich damit erklären, dass alte Unternehmen genügend Zeit hatten, über akkumulierte Gewinne ihre Eigenkapitalausstattung zu verbessern, während junge Unternehmen stärker auf die ursprüngliche Investition ihrer Eigentümer angewiesen sind. Eigenkapital kann deshalb für junge, forschungsintensive Unternehmen ein Engpassfaktor sein, da die ursprünglichen Eigentümer nur begrenzte Ressourcen zur Verfügung haben und auch die Möglichkeiten, Eigenkapital aus externen Quellen zu rekrutieren, diesen Unternehmen nur eingeschränkt zur Verfügung stehen. Der Einfluss der Eigenkapitalquote ist nicht nur statistisch, sondern auch ökonomisch signifi-

kant. Eine Erhöhung der Eigenkapitalquote um eine Standardabweichung (das entspricht einer Erhöhung um 21 Prozentpunkte) würde zu einer Erhöhung der FuE-Intensität um 0,8 Prozentpunkte führen. Dies ist ein bedeutsamer Einfluss, wenn man den Durchschnittswert der FuE-Intensität der forschenden Unternehmen von 7,6 Prozent berücksichtigt.

Fazit

Die Untersuchung legt nahe, dass für die Finanzierung von Forschungs- und Entwicklungsvorhaben genügend Eigenkapital besonders für junge Unternehmen mit hoher Forschungsintensität, wie beispielsweise für junge Hochtechnologieunternehmen, wichtig ist. Diesen Unternehmen wird eine hohe Bedeutung für das Innovationssystem einer Volkswirtschaft beigemessen, weil sie neue Technologien häufig als erste aufgreifen und so einen wichtigen Beitrag zum Transfer wissenschaftlicher Erkenntnisse in neue Produkte und Verfahren leisten. Da das Privatvermögen der Eigentümer für die Finanzierungsbedürfnisse häufig nicht ausreicht und eine Finanzierung über Bankkredite diesen Unternehmen aufgrund des hohen Risikos nur eingeschränkt offen steht, hängt der Erfolg junger Technologieunternehmen von funktionierenden Märkten für externes Eigenkapital ab. Eine Möglichkeit für junge, forschungsintensive Unternehmen, ihren Eigenkapitalbedarf zu decken, sind Venture-Capital-Finanzierungen. Der Markt für Venture Capital – insbesondere für Frühphasenfinanzierungen – ist in Deutschland allerdings noch nicht weit entwickelt, weshalb Schwierigkeiten bei der Verfügbarkeit von Eigenkapital die Innovationsaktivitäten von jungen Unternehmen beschränken können.

Dr. Elisabeth Müller, mueller@zew.de

Dr. Volker Zimmermann, volker.zimmermann@kfw.de

Literatur

- Chiao, C. (2002), Relationship Between Debt, R&D and Physical Investment, Evidence from US Firm-level Data, *Applied Financial Economics* 12, 105–121.
- Cragg, J. (1971), Some Statistical Models for Limited Dependent Variables with Applications to the Demand for Durable Goods, *Econometrica* 39, 829–944.
- Hall, B. H. (2002), The Financing of Research and Development, *Oxford Review of Economic Policy* 18, 35–51.

Umsetzung und Transparenz der Geldpolitik in den USA und der Eurozone

Die im Jahre 1913 gegründete US-amerikanische Zentralbank „Federal Reserve“ ist eine der ältesten Zentralbanken der Welt. Inzwischen ist ihre wesentliche Aufgabe geldpolitische Entscheidungen zu treffen und umzusetzen. Im Laufe der Zeit hat die Transparenz der geldpolitischen Entscheidungsfindung immer mehr an Bedeutung gewonnen. Im Folgenden werden einige Aspekte der Umsetzung und der Transparenz beleuchtet und mit der EZB verglichen.

Das geldpolitische Komitee der Fed, das „Federal Open Market Committee“ (FOMC), setzt üblicherweise acht Sitzungen pro Jahr an, in denen die geldpolitischen Schritte festgelegt werden. Dies sind weniger als im Falle der EZB, deren geldpolitisches Gremium, der „Governing Council“, gewöhnlich am ersten Donnerstag eines Monats die geldpolitischen Entscheidungen trifft. Die geldpolitische Zielgröße ist bei beiden Zentralbanken der Zinssatz, zu dem täglich fällige Einlagen am Interbankenmarkt gehandelt werden. Umgesetzt werden die Entscheidungen im Wesentlichen mittels Offenmarktoperationen am Interbankenmarkt. In diesen Offenmarktoperationen kauft oder verkauft die Fed US-amerikanische Staatsanleihen und steuert so die Knappheit der Einlagen („Federal Funds“). Dabei ist sie täglich am Markt aktiv, um die Federal Funds Rate möglichst nahe am Zielzinssatz zu halten. Im Gegensatz dazu tritt die EZB deutlich seltener im Interbankenmarkt auf. Ihr wesentliches Instrument zur Implementierung der Geldpolitik sind die nur wöchentlich stattfindenden Hauptrefinanzierungsgeschäfte.

Die Transparenz der Geldpolitik beinhaltet drei wesentliche Aspekte:

- Transparenz in Zielen,
- Transparenz in Entscheidungen,

- Transparenz im wirtschaftlichen Ausblick.

Transparenz in Zielen bedeutet eine klare Definition und Verständlichkeit von Zielen. Im Gegensatz zur EZB, die die Priorität ihrer geldpolitischen Ziele eindeutig auf die Preisniveaustabilität ausrichtet und diese auch quantifiziert, verfolgt die Fed drei geldpolitische Ziele: maximale Beschäftigung, stabile Preise und moderate langfristige Zinsen. Damit sind zwar die Ziele formuliert, jedoch fehlt ihnen ein klares Ranking oder eine Quantifizierung.

Transparenz in Entscheidungen erfordert die Kommunikation der geldpolitischen Entscheidungen sowie ihrer Hintergründe. Dies hat die Fed seit 1989 kontinuierlich verbessert. Inzwischen veröffentlicht sie nach jeder geldpolitischen Sitzung eine Pressemitteilung, die zunächst die Zinsentscheidung kommuniziert, einen Überblick über das wirtschaftliche Umfeld gibt und die wesentlichen Gründe für die geldpolitische Entscheidung darlegt. Seit März 2002 nennt sie außerdem die Mitglieder des FOMC's, deren Haltung von der getroffenen Zinsentscheidung abweicht. Am Folgetag wird zudem eine detailliertere Ausführung veröffentlicht. Im Gegensatz dazu gibt die EZB eine kürzere Pressemitteilung heraus, die sich auf die Zinsentscheidung

beschränkt. Um der Öffentlichkeit die Entscheidungen und ihre Hintergründe zugänglich zu machen, hält der Präsident der EZB im Anschluss an die geldpolitische Sitzung jedoch eine Pressekonferenz ab. Die Haltungen der Mitglieder des geldpolitischen Gremiums werden hingegen nicht kommuniziert.

Der wirtschaftliche Ausblick ist als Indikator für die zukünftige geldpolitische Ausrichtung zu verstehen. Zu diesem Zweck schließt die Fed seit Beginn des Jahres 2000 ein „Balance of Risk Statement“ in ihre Veröffentlichungen ein, in der eine Abwägung der künftigen Risiken der Inflation oder einer möglichen schwachen wirtschaftlichen Entwicklung auf lange Sicht vorgenommen wird. Dies soll den Märkten als langfristige Orientierungsgröße dienen. Auch die EZB hat dem Wunsch der Marktteilnehmer nach größerer Planungssicherheit entsprochen und veröffentlicht seit 2000 in vierteljährlichem Rhythmus längerfristige Projektionen.

Insgesamt hat sich die Transparenz in der Geldpolitik im Laufe der Zeit deutlich verbessert. Konnten die Märkte die geldpolitische Entscheidungsfindung früher oft nur schwer nachvollziehen, ist es nun ein Anliegen der beiden Zentralbanken, die Marktteilnehmer nicht zu überraschen und so die Glaubwürdigkeit und Vorhersehbarkeit der Geldpolitik zu erhöhen.

Sandra Schmidt, s.schmidt@zew.de

Literatur

- Pollard, P. S. (2003), A Look Inside Two Central Banks: The European Central Bank and the Federal Reserve, The Federal Reserve Bank of St. Louis, January/February.

ZEW

Zentrum für Europäische
Wirtschaftsforschung GmbH

IMPRESSUM

ZEW Wachstums- und Konjunkturanalysen, erscheint vierteljährlich.

Herausgeber: Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung GmbH (ZEW) Mannheim,
L 7, 1 · 68161 Mannheim · Postanschrift: Postfach 10 34 43 · 68034 Mannheim · Internet: www.zew.de, www.zew.eu
Prof. Dr. Dr. h.c. mult. Wolfgang Franz (Präsident)

Redaktion: Marcus Kappler, Telefon 0621/1235-157, Telefax 0621/1235-223, E-Mail: kappler@zew.de
Dr. Friedrich Heinemann, Telefon 0621/1235-149, Telefax 0621/1235-223, E-Mail: heinemann@zew.de
Dr. Katrin Ullrich, Telefon 0621/1235-145, Telefax 0621/1235-223, E-Mail: ullrich@zew.de

Nachdruck und sonstige Verbreitung (auch auszugsweise): mit Quellenangabe und Zusendung eines Belegexemplars
© Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung GmbH (ZEW), Mannheim, 2006