

Döpke, Jörg; Langfeldt, Enno

Working Paper — Digitized Version
Zur Qualität von Konjunkturprognosen für
Westdeutschland 1976-1994

Kieler Diskussionsbeiträge, No. 247

Provided in Cooperation with:

Kiel Institute for the World Economy – Leibniz Center for Research on Global Economic Challenges

Suggested Citation: Döpke, Jörg; Langfeldt, Enno (1995) : Zur Qualität von Konjunkturprognosen für Westdeutschland 1976-1994, Kieler Diskussionsbeiträge, No. 247, ISBN 3894560916, Institut für Weltwirtschaft (IfW), Kiel

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/47965>

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.

Zur Qualität von Konjunkturprognosen für Westdeutschland 1976-1994

von Jörg Döpke und Enno Langfeldt

A U S D E M I N H A L T

- Konjunkturprognosen sind besser als ihr Ruf. Die Prognosen des Instituts für Weltwirtschaft wie auch die des Sachverständigenrats zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung und die der Gemeinschaftsdiagnose der sechs führenden Wirtschaftsforschungsinstitute weisen — entgegen immer wieder geäußerten Vermutungen — deutlich geringere Fehler auf als naive Prognosen. Der Prognosefehler ist ähnlich hoch wie bei Prognosen in den Vereinigten Staaten.
- Es kann mit ökonometrischen Methoden nicht nachgewiesen werden, daß die Informationen, die zum Prognosezeitpunkt zur Verfügung standen, nicht in die Prognosen eingegangen sind. Dennoch läßt sich eine Systematik bei den Prognosefehlern feststellen: In Abschwüngen wird das Wirtschaftswachstum überschätzt, in den ersten Aufschwungsjahren unterschätzt.
- Bei der Analyse der Prognosefehler muß bedacht werden, daß die Vorhersagen bedingte Prognosen sind, also auf einem Satz von Annahmen über wichtige Rahmenbedingungen beruhen. Die Analyse der Annahmen ergibt, daß insbesondere die Wechselkursentwicklung und die Auslandskonjunktur eine Quelle für Prognosefehler sind.
- Nutzer von Konjunkturprognosen können den Informationsgewinn aus den Vorhersagen erhöhen, wenn sie auf den prognostizierten Verlauf der wirtschaftlichen Entwicklung anstatt nur auf den jahresdurchschnittlichen Zuwachs achten. Anbieter von Prognosen können dies erleichtern, indem sie beispielsweise vierteljährliche Prognosen zur Verfügung stellen und die Annahmen ihrer Vorhersagen explizit und wo immer möglich quantitativ offenlegen.
- Konjunkturprognosen könnten dadurch verbessert werden, daß empirische Techniken verstärkt eingesetzt werden, wobei sich verschiedene Ansätze wie Frühindikatoren und ökonometrische Verfahren ergänzen können. Auch sollten die Reaktionsfunktionen wirtschaftspolitischer Entscheidungsträger künftig mehr in den Prognoseprozeß einbezogen werden.

593236

Inhaltsverzeichnis

I. Einleitung.....	3
II. Wie treffsicher sind Konjunkturprognosen?.....	4
1. Verwendete Daten und Kennzahlen.....	4
2. Die Höhe der Prognosefehler	4
3. Zur Charakterisierung der Prognosefehler	7
III. Weisen die Konjunkturprognosen systematische Fehler auf?	10
1. Ökonometrische Schätzungen zur Prognoseauswertung.....	10
2. Warum wird die Intensität von Auf- und Abschwüngen häufig unterschätzt?	13
IV. Zur Bedeutung von statistischen Revisionen und von falschen Annahmen für Konjunkturprognosen.....	16
1. Die Revisionen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen	16
2. Die Annahmen der Konjunkturprognosen	18
V. Schlußfolgerungen.....	19
Anhang.....	21
Literaturverzeichnis	25

Die Deutsche Bibliothek - CIP-Einheitsaufnahme

Döpke, Jörg:

Zur Qualität von Konjunkturprognosen für Westdeutschland
1976-1994 / von Jörg Döpke und Enno Langfeldt. Institut für
Weltwirtschaft, Kiel. - Kiel : Inst. für Weltwirtschaft, 1995

(Kieler Diskussionsbeiträge ; 247)
ISBN 3-89456-091-6

NE: Langfeldt, Enno:; GT



Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel

D-24100 Kiel

Alle Rechte vorbehalten

Ohne ausdrückliche Genehmigung ist es auch nicht
gestattet, den Band oder Teile daraus

auf photomechanischem Wege (Photokopie, Mikrokopie) zu vervielfältigen

Printed in Germany

ISSN 0455 - 0420

I. Einleitung

Die konjunkturelle Erholung im Jahr 1994 ist kräftiger als erwartet ausgefallen. Zur Jahreswende 1993/94 hatte die Mehrzahl der Konjunkturprognostiker, unter ihnen auch das Institut für Weltwirtschaft, für 1994 einen Zuwachs des westdeutschen realen Bruttoinlandsprodukts von 1 vH gegenüber dem Vorjahr erwartet. Andere Prognostiker, wie beispielsweise der Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung und das Deutsche Institut für Wirtschaftsforschung, hatten dagegen eine Stagnation bzw. einen Rückgang um 0,5 vH für wahrscheinlich gehalten. Die erste Schätzung des Statistischen Bundesamtes für das Jahr 1994 weist einen Anstieg von 2,3 vH aus.

In der breiten Öffentlichkeit werden Abweichungen der geschätzten von den tatsächlichen Zuwachsraten häufig bereits dann als „Fehlprognose“ tituliert, wenn sie über einen Prozentpunkt hinausgehen. Eine solche Beurteilung von Konjunkturprognosen allein anhand der Differenz zwischen Prognose- und Istwert zu einem bestimmten Zeitpunkt ist jedoch aus mehreren Gründen unzureichend. So wird die Schätzung der tatsächlichen Zunahme der wirtschaftlichen Aktivität durch das Statistische Bundesamt im Laufe der Zeit teilweise erheblich revidiert. Des weiteren ist zu bedenken, daß Konjunkturprognosen in der Regel bedingte Prognosen sind, d.h., sie basieren auf Annahmen über den Kurs der Wirtschaftspolitik im In- und Ausland sowie über wichtige Variablen wie z.B. den Ölpreis oder den Wechselkurs. Zudem ist für die Nachfrager von Konjunkturprognosen häufig nicht vorrangig entscheidend, wie hoch der Prognosefehler im einzelnen ist, sondern ob die Richtung der zukünftigen Kon-

junkturentwicklung insbesondere an konjunktuellen Wendepunkten richtig vorhergesagt worden ist. In dieser Beziehung hat sich die Einschätzung der Mehrheit der Forschungsinstitute vom Herbst 1993 als richtig erwiesen; sie war damals in der Presse und in der Öffentlichkeit vielfach als zu optimistisch bezeichnet worden. Die Institute hatten mit einer konjunkturrellen Aufwärtsentwicklung gerechnet, die im Winterhalbjahr 1993/94 beginnt und die sich im späteren Verlauf des Jahres 1994 mit einer zunehmenden Auslastung des gesamtwirtschaftlichen Produktionspotentials verstärkt (Arbeitsgemeinschaft 1993, S. 12).

Der Nutzen von Konjunkturprognosen sollte somit nicht allein am Vergleich der tatsächlichen und der geschätzten Zuwachsraten wichtiger gesamtwirtschaftlicher Variablen bestimmt werden. Gleichwohl macht es sowohl aus der Sicht von Nachfragern als auch aus der Sicht von Anbietern Sinn, die Treffsicherheit von Konjunkturprognosen einer systematischen — auch quantitativen — Prüfung zu unterziehen. Die Kenntnis der durchschnittlichen Prognosefehler sowie deren Streuung erleichtert es den Nutzern, die in ihre Planung eingehenden Szenarien für die künftige gesamtwirtschaftliche Entwicklung mit einer Wahrscheinlichkeitsverteilung zu versehen. Aus der Sicht der Anbieter ist es insbesondere wichtig zu erfahren, ob die Prognosefehler eine Systematik aufweisen und daher die vorhandenen Informationen nicht vollständig ausgewertet werden. Ist dies der Fall, dann können mit Hilfe der Analyse der bisherigen Fehler die Prognoseverfahren verbessert und künftige Fehleinschätzungen so vielleicht verringert werden.

II. Wie treffsicher sind Konjunkturprognosen?

1. Verwendete Daten und Kennzahlen

Zunächst soll die Vorhersagequalität anhand verschiedener statistischer Kennzahlen beurteilt werden. Neben den jährlichen Prognosen für die wichtigsten Aggregate der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) des Instituts für Weltwirtschaft (IfW) in Kiel werden zum Vergleich die Prognosen des Sachverständigenrats zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (SVR) und die der Gemeinschaftsdiagnose der fünf bzw. nunmehr sechs großen Wirtschaftsforschungsinstitute (GD)¹ herangezogen. Grundlage der Beurteilung ist jeweils die letzte im Vorjahr für das laufende Jahr veröffentlichte Vorhersage der genannten Institutionen für den Zeitraum 1976–1994 für das Gebiet der alten Bundesländer.² Dabei ist zu beachten, daß die prognostizierten Zuwachsraten auf halbe Prozentpunkte gerundet werden. Dies entspricht der Unsicherheit der Vorhersagen, beeinflußt jedoch auch die folgende quantitative Analyse der Fehleinschätzungen. Die tatsächliche Entwicklung wird wegen der teilweise erheblichen Revisionen alternativ durch das vom Statistischen Bundesamt veröffentlichte jeweils erste vorläufige Ergebnis — es wird im Januar des Folgejahres publiziert — und das letzte verfügbare Ergebnis (Januar 1995) gemessen.

Zur Ermittlung der Güte der Prognosen der genannten Institutionen werden sechs verschiedene Kennzahlen herangezogen (Tabelle 1). Der mittlere Fehler (*MF*) ist berechnet als durchschnittliche Abweichung zwischen Prognose und Realisation.³ Weicht die Kennziffer deutlich von Null ab, liegen im Durchschnitt Über- oder Unterschätzungen vor. Dabei wird jedoch nicht berücksichtigt, daß sich starke Über- und Unterschätzungen saldieren. Daher ist auch der mittlere absolute Fehler (*MAF*)⁴ aufgeführt. Da die Reihen im Zeitablauf unterschiedlich stark schwanken, wird zusätzlich der *MAF* auf die jeweilige Standardabweichung der Veränderungsrate der Reihe bezogen (Spalte 3).

Um eine stärkere Betonung großer Fehlprognosen zu erreichen, wird zudem die Wurzel des mittleren quadratischen Fehlers (*WMQF*) angegeben.⁵ Des weiteren ist der Theilsche Ungleichheitskoeffizient (*TU*₁) berechnet worden.⁶ Diese Meßzahl vergleicht den Prognosefehler einer naiven Prognose, die für das nächste Jahr das gleiche Niveau prognostiziert wie für das Basisjahr, mit dem tatsächlich eingetretenen Prognosefehler. Ist der Koeffizient kleiner als eins, so ist die Prognose besser als diese naive Prognose, sonst gleich gut oder schlechter. Diese Meßzahl ist auch in einer zweiten Variante (*TU*₂) ermittelt worden: Vergleichsmaßstab ist hier eine Prognose, die für das nächste Jahr die gleiche Zuwachsrate wie im jeweils laufenden Jahr voraussagt.⁷ Schließlich sind die Prognosen auch mit einer Vorhersage verglichen worden, die die durchschnittliche Wachstumsrate des Aggregats der letzten fünf Jahre als Prognosewert verwendet (*TU*₃).⁸

2. Die Höhe der Prognosefehler

Die in Tabelle 1 aufgeführten Kennzahlen zeigen bei den untersuchten Prognosen für Westdeutschland überwiegend keine Tendenz einer systematischen Über- oder Unterschätzung. Der mittlere Fehler liegt bei den meisten der betrachteten Reihen in der Nähe von Null. Seine Höhe und sein Vorzeichen werden maßgeblich davon beeinflußt, ob die erste oder die letzte verfügbare amtliche Schätzung zum Vergleich herangezogen wird. So ergibt sich etwa beim privaten Verbrauch, bezogen auf die erstmals veröffentlichten amtlichen Daten, im Durchschnitt eine Überschätzung, gemessen am letzten verfügbaren Ergebnis dagegen eine Unterschätzung, da diese Variable im Zuge der Revisionen der amtlichen Statistik nach oben korrigiert wird.

Der mittlere absolute Fehler ist bei allen Reihen geringer als die Standardabweichung der zu prognostizierenden Reihe. Der Prognosefehler ist, gemessen an den letzten verfügbaren

Tabelle 1 – Zur Treffsicherheit von Konjunkturprognosen für Westdeutschland 1976–1994

	Erstes veröffentlichtes Ergebnis						
	MF	MAF	MAF %	WMQF	TU ₁	TU ₂	TU ₃
Bruttoinlandsprodukt ^{a,b}							
GD	-0,02	1,18	63,1	1,42	0,48	0,48	0,63
SVR	0,03	1,02	54,3	1,25	0,42	0,43	0,55
IfW	-0,28	0,99	52,9	1,26	0,42	0,42	0,56
Privater Verbrauch ^b							
GD	0,18	1,05	61,8	1,28	0,52	0,77	0,81
SVR	0,23	1,05	61,8	1,33	0,53	0,82	0,84
IfW	0,21	0,92	54,1	1,07	0,43	0,66	0,68
Staatsverbrauch ^b							
GD	-0,09	0,91	70,2	1,14	0,56	0,61	0,87
SVR	-0,33	0,91	69,8	1,06	0,52	0,56	0,82
IfW	-0,06	0,88	68,1	1,02	0,50	0,55	0,78
Ausrüstungsinvestitionen ^b							
GD	0,46	4,36	65,8	4,83	0,65	0,69	0,73
SVR	1,41	4,06	61,4	4,85	0,65	0,70	0,73
IfW	0,17	4,22	63,7	4,94	0,67	0,71	0,76
Bauinvestitionen ^b							
GD	-0,27	2,05	56,0	2,61	0,63	0,50	0,60
SVR	0,49	2,31	63,1	2,95	0,71	0,57	0,68
IfW	-0,32	1,90	52,0	2,34	0,56	0,45	0,54
Ausfuhr ^b							
GD	-0,39	3,73	77,9	4,39	0,64	0,56	0,81
SVR	-0,66	3,54	73,9	4,06	0,60	0,52	0,76
IfW	-0,84	3,94	82,2	4,50	0,68	0,58	0,85
Einfuhr ^b							
GD	-0,08	3,20	63,0	4,26	0,60	0,59	0,88
SVR	-0,27	2,95	58,1	3,71	0,52	0,52	0,77
IfW	-0,24	2,99	58,9	3,92	0,55	0,55	0,81
Deflator des privaten Verbrauchs ^c							
GD	0,16	0,71	45,0	0,95	0,27	0,80	0,62
SVR	-0,01	0,63	40,0	0,90	0,26	0,76	0,59
IfW	0,10	0,62	39,3	0,92	0,26	0,78	0,60
Bruttoeinkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen ^c							
GD	0,00	3,28	74,2	3,99	0,53	0,66	0,92
SVR	-0,30	3,48	78,8	3,99	0,53	0,66	0,92
IfW	-0,24	2,72	61,6	3,66	0,48	0,61	0,84
Bruttoeinkommen aus unselbstständiger Arbeit ^c							
GD	0,04	0,92	42,1	1,26	0,24	0,67	0,63
SVR	0,18	0,83	34,0	0,97	0,19	0,51	0,49
IfW	-0,13	0,94	46,6	1,15	0,22	0,61	0,58

noch Tabelle 1

	Letztes verfügbares Ergebnis						
	MF	MAF	MAF %	WMQF	TU ₁	TU ₂	TU ₃
Bruttoinlandsprodukt ^{a,b}							
GD	-0,19	1,38	70,0	1,63	0,52	0,56	0,78
SVR	-0,14	1,26	63,8	1,44	0,45	0,50	0,69
IfW	-0,45	1,21	61,4	1,48	0,47	0,51	0,71
Privater Verbrauch ^b							
GD	-0,45	1,14	62,0	1,41	0,46	0,83	0,85
SVR	-0,39	0,99	54,0	1,34	0,44	0,82	0,80
IfW	-0,42	0,87	47,5	1,14	0,37	0,69	0,68
Staatsverbrauch ^b							
GD	-0,07	1,08	69,3	1,34	0,61	0,74	0,85
SVR	-0,31	0,98	62,9	1,20	0,55	0,66	0,76
IfW	0,01	1,11	71,0	1,32	0,60	0,72	0,84
Ausrüstungsinvestitionen ^b							
GD	0,94	4,71	64,4	5,52	0,70	0,79	0,74
SVR	1,89	4,45	60,8	5,70	0,73	0,82	0,76
IfW	0,65	4,32	59,0	5,51	0,70	0,79	0,74
Bauinvestitionen ^b							
GD	0,29	2,08	65,1	2,37	0,68	0,46	0,60
SVR	1,05	2,43	76,1	2,90	0,83	0,56	0,73
IfW	0,24	1,87	58,5	2,13	0,61	0,41	0,54
Ausfuhr ^b							
GD	-0,48	3,73	84,6	4,02	0,61	0,51	0,89
SVR	-0,74	3,54	78,6	3,68	0,56	0,46	0,81
IfW	-0,93	3,94	93,9	4,31	0,65	0,54	0,96
Einfuhr ^b							
GD	0,69	2,78	66,3	3,45	0,58	0,50	0,72
SVR	0,51	2,65	63,2	3,14	0,53	0,46	0,65
IfW	0,54	2,47	59,0	3,14	0,53	0,45	0,65
Deflator des privaten Verbrauchs ^c							
GD	0,22	0,82	52,0	1,07	0,31	0,87	0,65
SVR	0,06	0,79	49,9	1,02	0,29	0,83	0,62
IfW	0,17	0,73	46,4	1,03	0,29	0,83	0,62
Bruttoeinkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen ^c							
GD	0,38	4,60	104,2	5,42	0,66	0,67	0,93
SVR	-0,01	4,60	104,2	5,32	0,65	0,65	0,91
IfW	0,04	3,97	89,8	4,93	0,60	0,61	0,84
Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit ^c							
GD	-0,36	0,94	42,1	1,24	0,22	0,60	0,67
SVR	-0,22	0,77	34,0	0,91	0,16	0,44	0,50
IfW	-0,53	1,05	46,6	1,19	0,21	0,58	0,65

MF: Mittlerer Fehler. — MAF: Mittlerer absoluter Fehler. — MAF %: MAF in vH der Standardabweichung der Veränderungsrate der zu prognostizierenden Variablen. — MQF: Wurzel des mittleren quadratischen Fehlers. — TU_i: Theilscher Ungleichheitskoeffizient. Weitere Erläuterungen vgl. Text.

^a1983 bis 1989 Bruttosozialprodukt. — ^bZu konstanten Preisen. — ^c1977–1994.

Quelle: Für GD Arbeitsgemeinschaft (lfd. Jgg.), für SVR Sachverständigenrat (lfd. Jgg.), für IfW Artikel über die deutsche Konjunktur in *Die Weltwirtschaft* (lfd. Jgg.) sowie eigene Berechnungen.

Daten, bei den meisten Aggregaten größer als dann, wenn die erste Schätzung des Statistischen Bundesamtes zugrunde gelegt wird; der mittlere absolute Prognosefehler für den Zuwachs des realen Bruttoinlandsprodukts steigt von knapp einem Prozentpunkt auf rund 1,2 Prozentpunkte.⁹ Dieses Ergebnis weicht von dem vorhergehender Untersuchungen (Langfeldt und Trapp 1986, 1988) ab. Die Prognosen sind zudem durchweg besser als naive Prognosen. Dies gilt sowohl im Vergleich zu naiven Prognosen, bei denen das Niveau des Vorjahrs fortgeschrieben wird, als auch für jene, bei der gleich hohe Zuwachsraten wie im Vorjahr bzw. wie im Durchschnitt der letzten fünf Jahre unterstellt werden. In bezug auf das reale Bruttoinlandsprodukt ist der Prognosefehler der naiven Prognosen im Vergleich zu dem der Konjunkturprognostiker etwa doppelt so hoch.

Betrachtet man die Treffsicherheit der Prognosen für die einzelnen Komponenten des Bruttoinlandsprodukts, so finden sich erhebliche Unterschiede. Besonders groß sind auf den ersten Blick die Fehleinschätzungen bei den Ausrüstungsinvestitionen: der mittlere absolute Prognosefehler beträgt reichlich vier Prozentpunkte, die Wurzel des mittleren quadratischen Fehlers ist ebenso hoch. Bezogen auf die Standardabweichung der Reihe ist der Fehler freilich nicht größer als bei anderen Teilaggregaten des Bruttoinlandsprodukts, sind doch die Ausrüstungsinvestitionen der am stärksten schwankende Teil des Inlandsprodukts. Geringer sind gemessen am mittleren absoluten Fehler die Abweichungen von Prognose und Realität beim privaten und staatlichen Verbrauch; diese Reihen schwanken jedoch deutlich weniger als die Investitionstätigkeit. Besonders schwierig für den Konjunkturprognostiker ist offenbar die Vorhersage der Ausfuhrentwicklung. Hier ist der mittlere absolute Fehler nicht nur hoch, sondern zusätzlich ebenfalls nur geringfügig kleiner als die Standardabweichung der Reihe selbst.

Die Vorhersage der Inflation — gemessen durch den Deflator für den privaten Verbrauch — gelingt mit größerer Zuverlässigkeit als die der realen Wirtschaftsentwicklung. Freilich gilt dies nur dann, wenn die Vorhersage mit einer

Extrapolation des Preisniveaus verglichen wird. Der Vergleich mit einer Fortschreibung der Inflationsrate fällt dagegen, wie bei den meisten Komponenten des Bruttoinlandsprodukts, nicht viel günstiger aus. So ist die naive Prognose, die für das kommende Jahr die gleiche Inflationsrate wie im Vorjahr unterstellt, nicht viel schlechter als die Inflationsprognose der Institute. Auf der Verteilungsseite des Sozialprodukts kann das Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit zuverlässiger antizipiert werden als das Bruttoeinkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen. Dies überrascht nicht, denn die Gewinne des Unternehmenssektors weisen im Konjunkturzyklus ausgeprägte Schwankungen auf.

Qualitätsunterschiede zwischen den prognostizierenden Institutionen sind kaum auszumachen. Zwar sind die Fehlermaße des Instituts für Weltwirtschaft bei der Mehrzahl der Aggregate etwas kleiner als die der Mitbewerber, dies ist jedoch wohl vor allem damit zu erklären, daß die Prognose des IfW regelmäßig Anfang Dezember abgeschlossen wird, während die Prognosen der beiden anderen Institutionen bereits Mitte November (SVR) bzw. sogar schon im Oktober (GD) erstellt werden. Dem IfW stehen damit einige zusätzliche Informationen zur Verfügung.

3. Zur Charakterisierung der Prognosefehler

Zur Charakterisierung der Prognosefehler beim Bruttoinlandsprodukt und bei der Preisentwicklung wurde als zusätzliche Information für jede der drei Institutionen der mittlere quadratische Fehler in drei Komponenten (Fehleinschätzungen im Niveau, systematische Fehleinschätzungen der Schwankungen und die zufällige Fehlerkomponente) aufgespalten (Tabelle 2).¹⁰ Bei einer guten Prognose sollten möglichst nur noch zufällige Fehler auftreten. In bezug auf das Bruttoinlandsprodukt zeigt sich, daß die Prognosefehler von GD und SVR zu einem meist unerheblichen Teil auf Fehleinschätzungen der Schwankungen beruhen, während beim IfW eher eine Fehleinschätzung des Niveaus

auftritt. Beim Deflator des privaten Verbrauchs werden die Schwankungen der Inflationsrate von allen betrachteten Institutionen nicht ausreichend erfaßt.

Tabelle 2 – Zerlegung der Prognosefehler beim Bruttoinlandsprodukt und beim Deflator des privaten Verbrauchs in verschiedene Komponenten

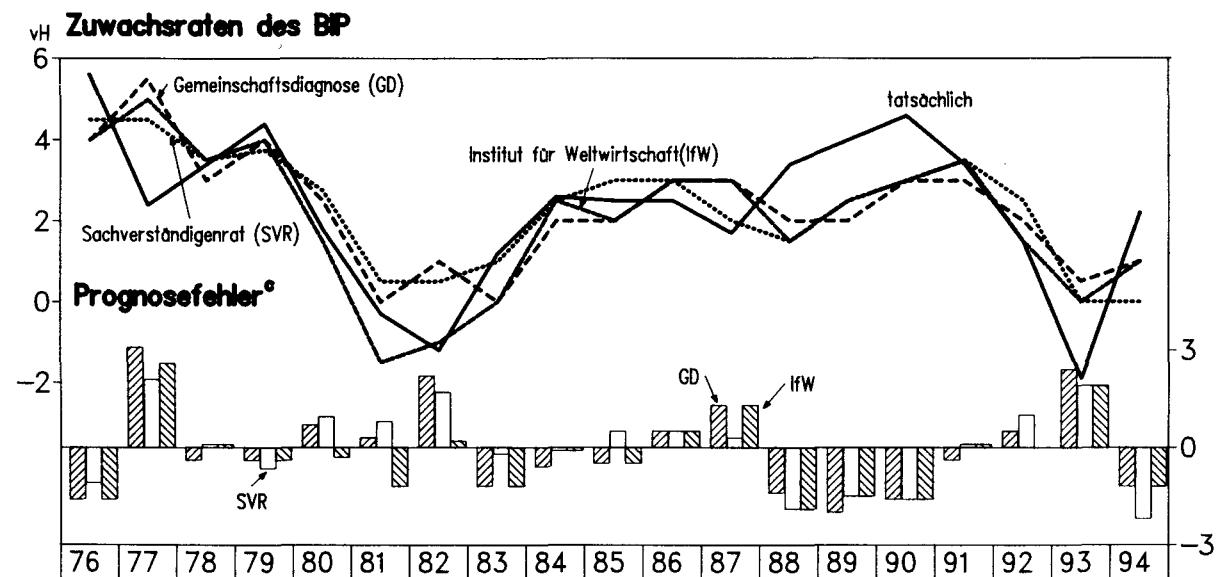
	Reales Bruttoinlands- produkt		Deflator des privaten Verbrauchs	
	Veröffentlichung			
	erste	letzte	erste	letzte
SVR				
Systematische Fehler im Niveau	0,00	0,01	0,00	0,01
Fehleinschätzung der Schwankungen	0,16	0,17	0,23	0,26
Zufällige Komponente	0,84	0,82	0,77	0,73
GD				
Systematische Fehler im Niveau	0,00	0,01	0,03	0,04
Fehleinschätzung der Schwankungen	0,12	0,13	0,47	0,48
Zufällige Komponente	0,88	0,86	0,50	0,48
IfW				
Systematische Fehler im Niveau	0,05	0,09	0,01	0,03
Fehleinschätzung der Schwankungen	0,02	0,03	0,48	0,50
Zufällige Komponente	0,93	0,88	0,51	0,47

Wie Schaubild 1 zeigt, weisen die jährlichen Wachstums- und Inflationsprognosen der betrachteten Institutionen insgesamt eine weitgehend parallele Entwicklung auf. Nur in sehr wenigen Jahren kommt es zu größeren Divergenzen. So für 1980, 1981 und 1982: Damals prognostizierte das Institut für Weltwirtschaft eine deutlich ungünstigere Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts als die beiden anderen Institutionen, was aber der tatsächlichen Ent-

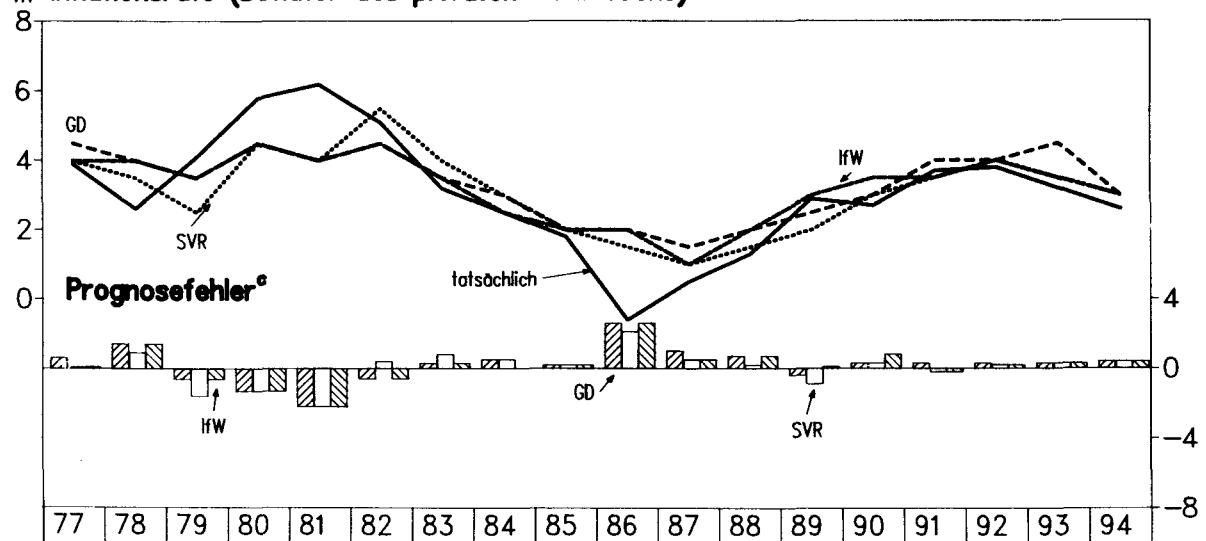
wicklung recht gut entsprach. Im allgemeinen jedoch sind die Unterschiede zwischen den untersuchten Konjunkturprognosen geringer, als dies der Unsicherheit über die zukünftige Entwicklung entsprochen hätte. Dies zeigt sich z.B. an konjunkturellen Wendepunkten, wo die Vorhersagen nur selten deutlich voneinander abweichen. Auch in Phasen mit großen Unwägbarkeiten, wie etwa unmittelbar nach der deutschen Einheit, stimmen die Prognosen häufig weitgehend überein. Demgemäß sind auch die Prognosefehler hoch miteinander korreliert.¹¹ Auch weichen die prognostizierten Wendepunkte nur in ganz wenigen Fällen voneinander ab.

Es gibt mehrere Gründe für den hohen Konsens der hier untersuchten Prognosen. Grundsätzlich gilt, daß die verschiedenen Prognostiker ihre Schätzungen auf weitgehend gleichen Informationen über die aktuelle Ausgangslage und über die zu erwartenden Änderungen wichtiger wirtschaftspolitischer Rahmenbedingungen aufbauen. Zudem gibt es zwischen den Institutionen keine gravierenden Unterschiede in bezug auf die angewendeten Prognoseverfahren. Hinzu kommen personelle Verflechtungen zwischen den genannten Institutionen, so ist beispielsweise das IfW an der Gemeinschaftsdiagnose beteiligt. Schließlich könnte es im Eigeninteresse der Prognostiker liegen, sich eng an der Konsensprognose zu orientieren: Die Kosten durch einen Renommeeverlust im Fall einer fehlerhaften Prognose sind für einen einzelnen Prognostiker höher als bei im Konsens erstellten Prognosen. Zudem setzt sich ein einzelner Prognostiker bei größeren Abweichungen vom Konsens einem erheblichen Rechtferdigungzwang aus.

Schaubild 1 – Reales Bruttoinlandsprodukt^a und Deflator des privaten Verbrauchs: Tatsächliche^b und von GD,,SVR und IfW prognostizierte Zuwachsrraten



Inflationsrate (Deflator des privaten Verbrauchs)



^a Von 1983 bis 1990 Bruttonsozialprodukt. ^b Jeweils erste Veröffentlichung des Statistischen Bundesamtes. ^c Prognosefehler (Differenz zwischen prognostiziertem und tatsächlichem Wert) rechte Skala.



III. Weisen die Konjunkturprognosen systematische Fehler auf?

1. Ökonometrische Schätzungen zur Prognoseauswertung

Schwerwiegender als die Kritik am Ausmaß der Prognosefehler sind Einwendungen aus dem wissenschaftlichen Bereich, die Treffsicherheit der Vorhersagen ließe sich unter Umständen erhöhen, „wenn mit einem methodisch einwandfreien und effizienten Prognoseverfahren gearbeitet würde“ (Neumann und Buscher 1980, S. 534). Als Test, ob die zugrundeliegenden Verfahren verbesserungsfähig sind, wird in der Literatur Rekurs auf die Theorie rationaler Erwartungen genommen. Prognosen werden dann als rational angesehen, wenn sie keine systematischen Fehlerkomponenten mehr enthalten und alle zum Prognosezeitpunkt vorhandenen relevanten Informationen berücksichtigen. Für eine empirische Überprüfung muß der Begriff freilich operationalisiert werden (vgl. Anhang).

In Tabelle 3 sind die Ergebnisse verschiedener diesbezüglicher ökonometrischer Tests aufgeführt. Im einzelnen wurde geprüft, ob der Mittelwert der Prognosefehler systematisch von Null verschieden ist (Spalte 1), ob zurückliegende Prognosefehler einen Einfluß auf laufende Prognosefehler haben (Spalten 2 und 3), ob die Prognosen systematisch von den tatsächlichen Werten abweichen und ob die Kenntnis der Vergangenheit sie zu verbessern vermag (Spalte 4). Insgesamt läßt sich feststellen, daß die Nullhypotesen, die rationale Erwartungen repräsentieren, für die meisten Zeitreihen nicht zurückgewiesen werden können. Dieses Ergebnis bedeutet jedoch nicht, daß die Prognosen keine systematischen Fehler aufweisen.

Zur weiteren Spezifizierung der Art der Prognosefehler des IfW wurde der Untersuchungszeitraum in zwei Subperioden bzw. unterschiedliche Konjunkturphasen eingeteilt (Tabelle 4).¹² Dabei zeigen sich in beiden Fällen einige systematische Unterschiede. So ist zum einen der Prognosefehler bei den meisten Aggregaten im Durchschnitt in der Periode 1986–

1994 verglichen mit der Periode 1976–1985 etwas größer, nur bei der Inflation, beim privaten Verbrauch und bei den Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit hat er abgenommen. Zum anderen fällt auf, daß die Prognosefehler im allgemeinen in konjunkturellen Abschwungsperioden (einschließlich der Tiefpunkte) höher sind als in den Aufschwungsphasen (einschließlich der Höhepunkte). Zudem findet generell im Aufschwung eine Unterschätzung der wirtschaftlichen Aktivität statt, umgekehrt gibt es eine Überschätzungstendenz in Phasen einer Verlangsamung der Konjunktur. Für eine derartige Systematik der Prognosefehler sprechen auch die Ergebnisse eines von Helmstädtter (1991a) verwendeten Verfahrens. Dabei wird in eine Regression von Realisation auf Prognose eine Dummy-Variable eingeführt, die in allen Aufschwungsjahren 1 und sonst 0 ist. Im einzelnen ergeben sich folgende Ergebnisse (t-Werte in Klammern) für das reale Bruttoinlandsprodukt:

$$R_t^{SVR} = -0,85 - 0,85 P_t^{SVR} + 2,04 D_t \quad R^2 = 0,93 \\ (2,1) \quad (5,9) \quad (5,1)$$

$$R_t^{GD} = -1,01 + 0,83 P_t^{GD} + 2,44 D_t \quad R^2 = 0,94 \\ (2,5) \quad (6,2) \quad (6,5)$$

$$R_t^{I/W} = -0,16 + 0,68 P_t^{I/W} + 1,96 D_t \quad R^2 = 0,93 \\ (0,5) \quad (5,5) \quad (4,5)$$

$$D_t = \begin{cases} 1 & \text{für 1976, 1978–79, 1983–85, 1988–91,} \\ & 1994 \\ 0 & \text{für die übrigen Jahre.} \end{cases}$$

Die Dummy-Variable erweist sich in allen Gleichungen als signifikant. Das Vorzeichen des Koeffizienten weist das erwartete positive Vorzeichen auf und entspricht einer Unterschätzung der Wachstumsrate in den betrachteten Jahren von rund 2 Prozentpunkten. SVR und GD weisen im Hinblick auf die unterschiedlichen Konjunkturphasen ebenfalls einen systematischen Fehler auf.

Tabelle 3 – Prüfungen zur Rationalität der Konjunkturprognosen 1976–1994^a

	Nullhypothese und Verteilung				
	Mittelwert = 0	Freiheit von Autokorrelation		Unverzerrtheit	Effizienz
		Q-Test ^b	Dabbs, Smith, Brocato ^c		
	t	χ^2	F	F	F
Bruttoinlandsprodukt ^{d,e}					
GD	-0,06 [0,95]	1,96 [0,74]	0,61 [0,62]	0,10 [0,93]	0,97 [0,44]
SVR	0,11 [0,92]	0,98 [0,91]	0,54 [0,67]	0,01 [0,99]	0,28 [0,84]
IfW	-0,98 [0,33]	4,11 [0,39]	1,28 [0,33]	0,91 [0,42]	0,14 [0,93]
Privater Verbrauch ^d					
GD	0,60 [0,56]	1,33 [0,86]	0,78 [0,52]	0,40 [0,68]	0,53 [0,67]
SVR	0,75 [0,46]	2,82 [0,59]	0,60 [0,63]	1,48 [0,26]	0,46 [0,71]
IfW	0,83 [0,42]	1,33 [0,86]	0,25 [0,86]	1,06 [0,37]	1,09 [0,39]
Staatsverbrauch ^d					
GD	-0,34 [0,74]	-4,63 [0,33]	0,77 [0,48]	0,18 [0,84]	2,60 [0,09]
SVR	-1,37 [0,19]	3,15 [0,53]	1,66 [0,59]	1,61 [0,23]	3,48 [0,05]
IfW	-0,14 [0,89]	12,62 [0,01]	7,14 [0,01]	0,03 [0,97]	5,37 [0,01]
Ausrüstungsinvestitionen ^d					
GD	0,41 [0,69]	6,84 [0,14]	2,68 [0,09]	1,63 [0,22]	1,76 [0,20]
SVR	1,29 [0,21]	5,50 [0,23]	1,42 [0,28]	1,60 [0,23]	0,55 [0,67]
IfW	0,15 [0,88]	4,84 [0,30]	1,19 [0,36]	0,07 [0,94]	1,48 [0,27]
Bauinvestitionen ^d					
GD	-0,44 [0,67]	2,19 [0,70]	0,52 [0,68]	0,10 [0,90]	1,09 [0,39]
SVR	0,72 [0,48]	5,11 [0,28]	1,26 [0,33]	0,61 [0,55]	2,32 [0,12]
IfW	-0,59 [0,56]	2,91 [0,57]	0,26 [0,85]	0,18 [0,85]	2,35 [0,12]
Ausfuhr ^d					
GD	-0,37 [0,71]	4,27 [0,37]	1,18 [0,35]	0,26 [0,77]	1,69 [0,22]
SVR	-0,67 [0,51]	3,42 [0,49]	0,83 [0,50]	0,22 [0,81]	1,31 [0,31]
IfW	-0,76 [0,45]	4,93 [0,29]	1,17 [0,36]	0,82 [0,46]	1,57 [0,25]
Einfuhr ^d					
GD	-0,08 [0,93]	2,56 [0,63]	3,03 [0,07]	0,03 [0,97]	1,07 [0,40]
SVR	-0,31 [0,76]	1,47 [0,83]	0,51 [0,68]	0,57 [0,58]	0,26 [0,85]
IfW	-0,26 [0,80]	2,28 [0,68]	1,52 [0,26]	0,04 [0,96]	0,62 [0,61]
Deflator des privaten Verbrauchs ^f					
GD	0,69 [0,50]	5,02 [0,28]	1,29 [0,32]	2,14 [0,15]	2,07 [0,15]
SVR	-0,05 [0,96]	2,13 [0,71]	0,43 [0,73]	0,27 [0,77]	0,65 [0,60]
IfW	0,45 [0,66]	1,82 [0,77]	0,34 [0,79]	2,12 [0,15]	1,12 [0,38]
Bruttoeinkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen ^f					
GD	0,09 [0,93]	1,41 [0,84]	0,86 [0,48]	0,07 [0,93]	1,08 [0,39]
SVR	-0,31 [0,76]	0,99 [0,91]	0,41 [0,75]	0,11 [0,90]	0,52 [0,68]
IfW	-0,28 [0,79]	1,56 [0,82]	0,90 [0,47]	0,15 [0,86]	0,64 [0,60]
Bruttoeinkommen aus unselbstständiger Arbeit ^f					
GD	0,13 [0,90]	7,18 [0,13]	2,76 [0,08]	0,06 [0,94]	2,21 [0,14]
SVR	0,77 [0,45]	4,06 [0,40]	0,88 [0,48]	0,28 [0,76]	0,82 [0,51]
IfW	-0,46 [0,65]	4,32 [0,36]	1,64 [0,23]	0,90 [0,43]	0,89 [0,47]

^aBezogen auf das jeweils erste vom Statistischen Bundesamt veröffentlichte Ergebnis. Für weitere Erläuterungen vgl. Text. — ^bQ(4). — ^cUnter Berücksichtigung von drei verzögerten Prognosefehlern. — ^dIn konstanten Preisen. — ^eVon 1983 bis 1990: Bruttosozialprodukt. — ^f1977–1994. — In Klammern: Marginale Irrtumswahrscheinlichkeit der Prüfung.

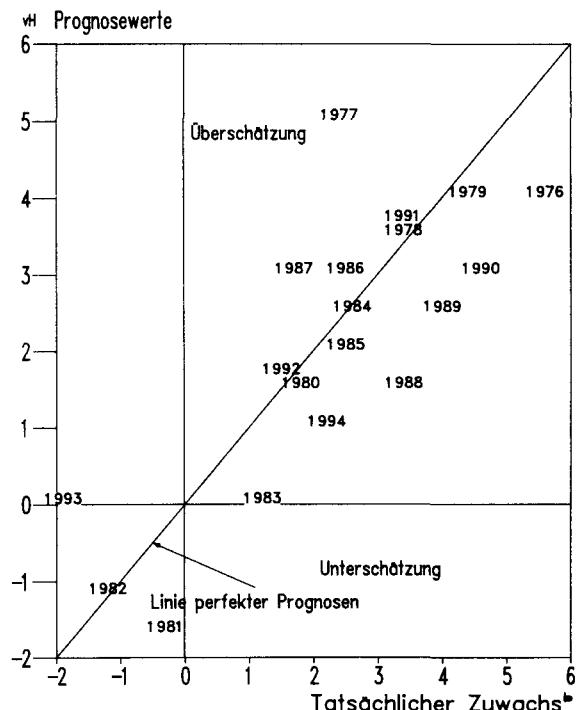
Tabelle 4 – Zur Charakteristik der Prognosefehler des Instituts für Weltwirtschaft

	1976–1985	1986–1994	Aufschwungsphasen ^a	Ab schwungsphasen
<i>Mittlerer Fehler</i>				
Bruttoinlandsprodukt	-0,24	-0,33	-0,95	0,63
Privater Verbrauch	0,37	0,02	-0,23	0,80
Staatsverbrauch	-0,08	-0,04	-0,34	0,31
Ausrüstungsinvestitionen	-0,88	1,34	-2,09	3,29
Bauinvestitionen	0,35	-1,07	-0,57	0,03
Ausfuhr	-1,39	-0,23	-2,40	1,30
Einfuhr	-0,90	0,49	-2,05	2,25
Deflator des privaten Verbrauchs	-0,14	0,47	0,25	-0,11
Bruttoeinkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen	-0,12	-0,26	-2,00	2,20
Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit	-0,06	-0,14	-0,39	0,25
<i>Mittlerer absoluter Prognosefehler</i>				
Bruttoinlandsprodukt	0,82	1,18	0,98	1,00
Privater Verbrauch	0,95	0,89	0,81	1,08
Staatsverbrauch	0,76	1,02	0,79	1,01
Ausrüstungsinvestitionen	3,52	4,99	4,05	4,44
Bauinvestitionen	1,57	2,27	1,97	1,80
Ausfuhr	3,43	4,50	3,27	4,85
Einfuhr	2,44	3,60	2,25	4,00
Deflator des privaten Verbrauchs	0,71	0,53	0,41	0,84
Bruttoeinkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen	2,54	2,90	2,65	2,48
Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit	1,00	0,88	0,66	1,20

^a1976, 1978–79, 1983–85, 1988–91, 1994. — Für weitere Erläuterungen vgl. Tabelle 3.

Eine detaillierte Analyse der Prognosefehler des IfW beim realen Bruttoinlandsprodukt mit Hilfe eines Streudiagramms (Schaubild 2) zeigt, daß vor allem an konjunkturellen Wendepunkten größere Fehler gemacht werden. So sind es vor allem die ersten Aufschwungsjahre (1976, 1983, 1988 und 1994), an denen der Zuwachs der gesamtwirtschaftlichen Produktion kräftig unterschätzt wird. Die überdurchschnittlich hohen Prognosefehler in den Jahren 1981 und 1990 beruhen weitgehend auf Sonderfaktoren: 1981 haben die starke Abwertung der D-Mark gegenüber dem Dollar und die wirtschaftspolitische Stimulierung in Frankreich die Zunahme der westdeutschen Exporte unerwartet kräftig ausfallen lassen, 1990 haben die unerwartet starke Zuwanderung und der Nachfrageschub im Zuge der deutschen Vereinigung maßgeblich zu der Unterschätzung beigetragen. Überdurchschnittlich hohe Überschätzungen

Schaubild 2 – Wachstumsprognosen^a des Instituts für Weltwirtschaft



^a Zuwachs des Bruttoinlands- (von 1983 bis 1990: sozial-) produkts in konstanten Preisen. — Jeweils erste Veröffentlichung des Statistischen Bundesamtes.

des Wirtschaftswachstums waren in den Rezessionsjahren 1977, 1987 und 1993 zu verzeichnen.

Insgesamt lässt sich festhalten, daß überdurchschnittlich hohe Fehler bei der Prognose der jährlichen Zuwachsrate des realen Bruttoinlandsprodukts vor allem in den Jahren auftreten, in deren Verlauf es zu einem konjunkturellen Umschwung kommt. Häufig wurde dabei der Richtungswechsel der Konjunktur durchaus richtig eingeschätzt, nicht aber ihr Zeitpunkt bzw. ihre Intensität. In einigen der hier genannten Jahre kam hinzu, daß das statistische Ausgangsniveau im vierten Quartal des Basisjahres falsch eingeschätzt wurde. Bereits eine geringfügige Fehleinschätzung des konjunkturellen Tiefpunkts um ein Quartal bzw. ein etwas anderer statistischer Über-(Unter-)hang kann das Prognoseergebnis der jahresdurchschnittlichen Zuwachsrate gravierend verschlechtern, selbst wenn der Verlauf der Konjunktur für den Rest des Prognosejahres genau getroffen wird (vgl. Exkurs).

Exkurs

Konjunkturprognosen sind üblicherweise Verlaufsprognosen, die sich auf unterjährige (meist Quartals-)Daten beziehen. Die hieraus entstehenden Schwierigkeiten können mit Hilfe des Schaubilds 3 erläutert werden. Der Prognosezeitpunkt t sei das letzte Quartal eines Jahres. Im Verlauf des Basisjahres sind die realen, saisonbereinigten Werte des Bruttoinlandsprodukts deutlich gesunken. Nach dem Abschwung im Vorjahr ist nun die Konjunktur vom letzten Quartal des Basisjahres an aufwärtsgerichtet. In der Prognose wird dagegen irrtümlicherweise angenommen, der konjunkturelle Wendepunkt läge erst im ersten Quartal des Prognosejahrs. Das Tempo des folgenden Aufschwungs wird dagegen richtig eingeschätzt. Die Konsequenzen der falschen Wendepunktprognose für die jahresdurchschnittlichen Wachstumsraten sind erheblich: Statt des tatsächlichen Anstiegs von 1,0 vH wird ein Rückgang des realen Bruttoinlandsprodukts um 1 vH prognostiziert. Der Prognosefehler für das Jahr 1994 ist zum Teil auf eine solche Fehleinschätzung zurückzuführen. Die meisten Vorhersagen hatten für das erste Quartal 1994 wegen der Abgabenerhöhungen mit einem Rückgang bzw. mit einer Stagnation des Wirtschaftswachstums gerechnet, tatsächlich stellte sich jedoch ein kräftiger Zuwachs ein.

Die Prognose der jahresdurchschnittlichen Wachstumsrate hängt zudem wesentlich davon ab, welches Niveau das reale Bruttoinlandsprodukt am Ende des Basisjahres aufweist. Häufig wird versucht, diese Information in einen sogenannten „statistischen Unter-(bzw. Über-)hang“ zu bündeln (Schaubild 4). Im Beispiel der Abbildung zeigt sich bei einem angenommenen Indexwert von 100 im letzten Quartal ein Unterhang von 1,5 vH. Wenn die tatsächliche Entwicklung jedoch günstiger verläuft und der Indexwert im letzten Quartal bei 101 liegt, dann ergibt sich allein aufgrund der Fehleinschätzung des letzten Quartals ein Prognosefehler von 0,7 Prozentpunkten.

Die genaue Bestimmung der Höhe des Unter- oder Überhangs am Jahresende erweist sich häufig als schwierig. Zum einen sind bei Jahresendprognosen die amtlichen Daten für das

vierte Quartal zum Prognosezeitpunkt noch nicht bekannt, müssen also selbst geschätzt werden. Zum anderen müssen die Zeitreihen um saisonale Einflüsse bereinigt werden. Dazu stehen eine Reihe konkurrierender Methoden zur Verfügung, die teilweise zu erheblich von einander abweichenden Ergebnissen führen können (vgl. Müller-Krumbholz 1994). Trotz identischer Verlaufsvorstellungen für das Prognosejahr können daher verschiedene Prognostiker zu unterschiedlich hohen Zuwachsraten im Prognosejahr gelangen, wenn das Ausgangsniveau der Prognose differiert.

2. Warum wird die Intensität von Auf- und Abschwüngen häufig unterschätzt?

Fragt man nach den Ursachen für die systematische Unter-(Über-)schätzung der Zuwachsraten des realen Bruttoinlandsprodukts in Aufschwungs-(Abschwungs-)phasen, so ist das Problem der Prognose der Wendepunkte zu nennen. Zwar weisen konjunkturelle Frühindikatoren wie z.B. die Auftragseingänge und das Geschäftsklima an den Wendepunkten im Durchschnitt einen Vorlauf von etwa fünf Monaten auf (Döpke et al. 1994, S. 142 f.), ange-sichts der Verzögerung von rund zwei Monaten, mit denen die genannten Statistiken verfügbar sind, reduziert sich der tatsächliche Vorlauf jedoch. Angesichts der zum Teil beträchtlichen Schwankungen, die die genannten Reihen von Monat zu Monat aufweisen, ist ein verlässliches Urteil über eine konjunkturelle Wende zudem erst möglich, wenn die genannten Indikatoren über mehrere Monate einen Richtungswechsel signalisieren. Bei einem Prognosehorizont von einem Jahr, wie er hier untersucht wird, sind die Konjunkturprognostiker daher vorrangig darauf angewiesen, konjunkturelle Wendepunkte anhand von Veränderungen bei wichtigen wirtschaftspolitischen Rahmenbedingungen wie z.B. der Geld-, Lohn- und Finanzpolitik sowie der ausländischen Konjunktur zu bestimmen. Selbst wenn die Richtung und das Ausmaß von Veränderungen dieser Einflußfaktoren einigermaßen zuverlässig diagnostiziert werden kön-

Schaubild 3 – Fehlerhafte Wendepunktprognosen und jahresdurchschnittliche Wachstumsrate — Ein Schema

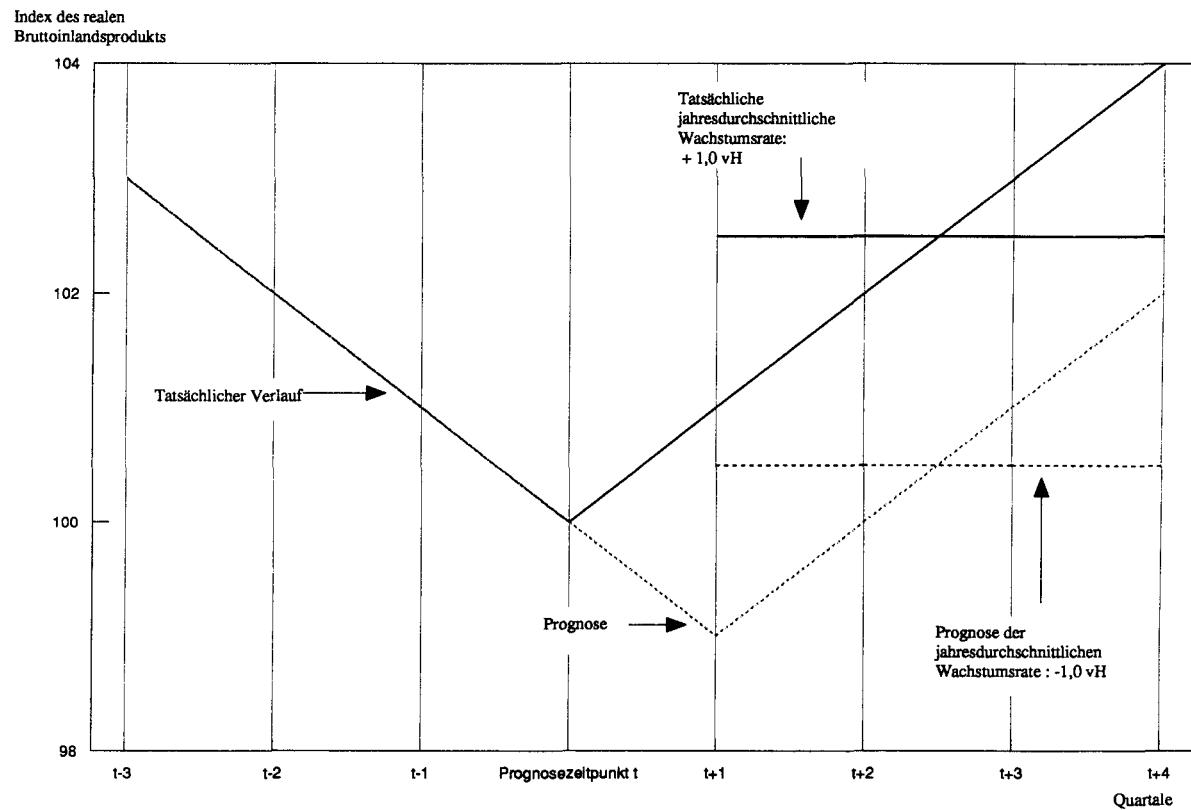
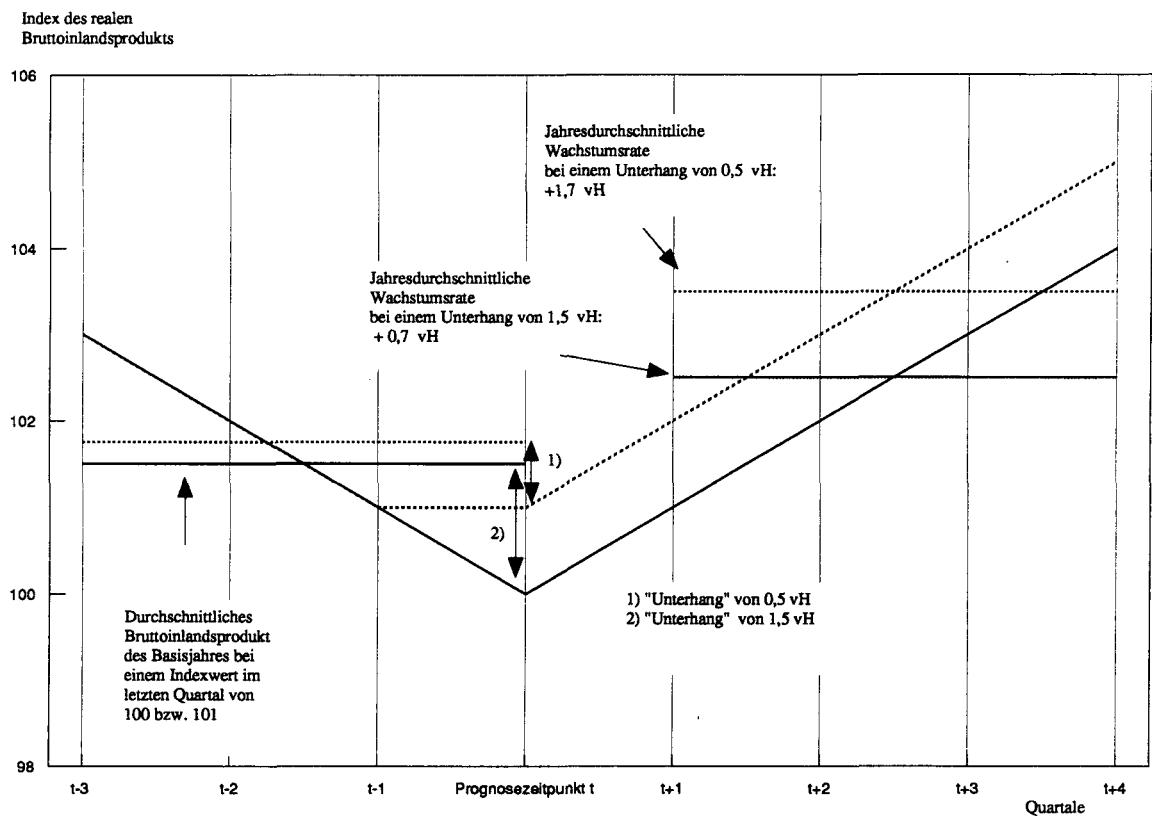


Schaubild 4 – Unterhang und jahresdurchschnittliche Wachstumsrate — Ein Schema



nen, bleibt noch das Problem, daß die zeitliche Verzögerung, mit der sie die wirtschaftliche Aktivität in Westdeutschland beeinflussen, variabel ist. Zudem besteht das Risiko, daß Zusammenhänge, die sich lange Zeit als Hilfsmittel bei der Konjunkturprognose bewährt haben, infolge struktureller Veränderungen in der Wirtschaft am aktuellen Rand nicht mehr eingesetzt werden können. So wurde im IfW in den siebziger und in den achtziger Jahren der enge Zusammenhang zwischen Veränderungen der realen Geldmenge M1 und denen der realen Inlandsnachfrage für Prognosezwecke verwendet. Im Zuge der deutschen Währungsunion hat die Geldmenge M1 ihre Indikatorfunktion jedoch weitgehend eingebüßt. Die Unsicherheit über strukturelle Veränderungen in der Volkswirtschaft mag erklären, warum bei Prognostikern generell die Neigung vorhanden ist, weniger starke Schwankungen der wirtschaftlichen Aktivität, als sie in der Realität zu beobachten sind, zu prognostizieren. Wie Tabelle 2 zeigt, war beim IfW in der untersuchten Periode eine solche Tendenz nicht festzustellen; die Schwankungen der prognostizierten und der tatsächlichen Zuwachsrate des realen Bruttoinlandsprodukts waren ähnlich ausgeprägt.

Dafür, daß die Prognosefehler in Rezessionsphasen und insbesondere an den unteren konjunkturrellen Wendepunkten etwas größer als in Aufschwungsphasen sind, werden in der Literatur mehrere Gründe genannt. Erstens ist die Wirtschaft in der Rezession anfälliger für Schocks von außen. In der Aufschwungsphase können die Unternehmen zusätzliche spezielle Kostensteigerungen (etwa durch eine Kartellbildung auf wichtigen Rohstoffmärkten) oder Nachfrageausfälle (z.B. infolge politischer Krisen) eher kompensieren als in der Rezession, in der die Unternehmen ohnehin bereits dem Druck ausgesetzt sind, ihre Kostenentwicklung der gesunkenen Kapazitätsauslastung anzupassen (Zarnowitz 1992, S. 526 ff.). In der Rezession verstärken sich zudem die strukturellen Veränderungen der Wirtschaft. So ist beispielsweise der zunehmende Wettbewerbsdruck, der sich aus der Öffnung ost- und ostmitteleuropäischer Reformländer sowie der verstärkten Integration der Schwellenländer in Südostasien und

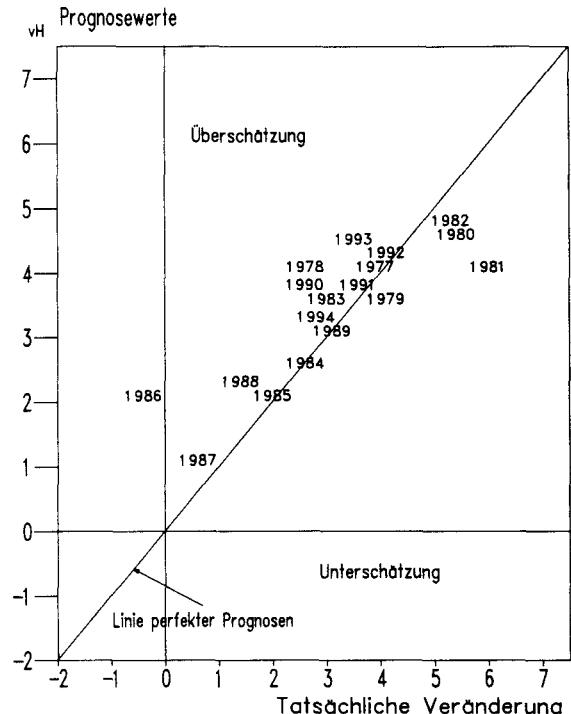
Lateinamerika seit Anfang der neunziger Jahre für das Verarbeitende Gewerbe in Deutschland ergeben hat, wohl erst im Verlauf der Rezession 1992/93 voll sichtbar geworden (Boss et al. 1994, S. 169 ff.). Zudem ist der Vorlauf konjunktureller Frühindikatoren (z.B. Auftragseingänge, Geschäftsklima etc.) an den unteren konjunkturrellen Wendepunkten deutlich kürzer als an den oberen Wendepunkten (Döpke et al. 1994, S. 142 ff.). Hinzu kommt, daß die Prognose einer ausgeprägten konjunkturrellen Abschwächung unpopulär ist und den Prognostiker dem Vorwurf aussetzt, einen negativen Einfluß auf die Stimmung von Unternehmern und Konsumenten auszuüben und so dazu beizutragen, daß die Prognose sich selbst erfüllt. Die These der „self-fulfilling prophecy“ wird insbesondere in der Presse immer wieder aufgegriffen, obwohl gerade die systematische Unterschätzung der Intensität von Konjunkturabschwüngen ein Beleg dafür ist, daß optimistische Prognosen eine Rezession nicht verhindern können.

Die Tatsache, daß die durchschnittlichen Prognosefehler seit Mitte der achtziger Jahre etwas höher als zuvor ausfallen, ist wohl auch Ausdruck der tiefgreifenden politischen Veränderungen in Europa. Die Reformen in Osteuropa und die deutsche Vereinigung haben das Niveau und die Schwankungen der wirtschaftlichen Aktivität in Deutschland mitgeprägt. Für die Konjunkturprognostiker sind daraus eine Reihe von zusätzlichen Unwägbarkeiten entstanden. So erschwerte etwa Ende der achtziger Jahre die kräftige Zuwanderung aus Osteuropa die Prognose von Einkommen und Beschäftigung, da nur schwer abzuschätzen war, wie rasch die zusätzlichen Arbeitskräfte in den deutschen Arbeitsmarkt integriert werden könnten. Ende 1989, zum Zeitpunkt der Prognose für das Jahr 1990, war die Währungs-, Wirtschafts- und Sozialunion, die dann zum 1. Juli 1990 eingeführt worden ist, außerhalb dessen, was man sich vorstellen konnte. In den Folgejahren gab es jeweils eine erhöhte Unsicherheit über den Kurs und die Wirkung von Finanz- und Geldpolitik. So war insbesondere die Abschätzung des Umfangs der Transferzahlungen und der Kassenhaltungsgewohnheiten in den neuen Bundesländern problematisch. Zudem

mangelte es an einer verlässlichen Datenbasis für Ostdeutschland und für die innerdeutschen Transaktionen.

Bei den Preisprognosen des IfW sind im Gegensatz zu den Prognosen für die realwirtschaftliche Entwicklung kaum systematische Unterschiede in bezug auf unterschiedliche Konjunkturphasen zu beobachten; im Durchschnitt ist der mittlere Fehler sowohl in Aufschwungs- wie auch in Abschwungsphasen sehr gering (Tabelle 4). Wie Schaubild 5 zeigt, sind größere Prognosefehler nur in den Jahren 1978, 1981 und 1986 zu beobachten. Die Prognosefehler lassen sich größtenteils mit Veränderungen bei Rohstoffpreisen und Wechselkursen erklären, die die Marktteilnehmer und somit auch die Konjunkturprognostiker überrascht haben. So kam es 1978 und 1986 zu einer ausgeprägten Aufwertung der D-Mark gegenüber dem US-Dollar, 1981 war dagegen ein starker Wertverlust der deutschen Währung zu verzeichnen. Im Jahr 1981 stiegen zudem die Erdölpreise abermals deutlich an, während sie 1986 unerwartet kräftig sanken. Da die meisten Rohstoffe in Dollar fakturiert sind, hatten die Prognosefehler bei Wechselkurs- und Rohstoffpreisen jeweils einen gleichgerichteten Effekt auf die Inflationsrate. Vorausschätzungen für die Wech-

Schaubild 5 – Inflationsprognosen^a des Instituts für Weltwirtschaft



^a Veränderung des Deflators des privaten Verbrauchs.

selkurs- und Rohstoffpreisentwicklung haben für die Inflationsprognose in Deutschland eine erhebliche Bedeutung.

IV. Zur Bedeutung von statistischen Revisionen und von falschen Annahmen für Konjunkturprognosen

1. Die Revisionen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen

Konjunkturprognosen basieren auf den Daten, die das Statistische Bundesamt im Rahmen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen veröffentlicht. In bezug auf die Datenbasis wird die Arbeit des Konjunkturprognostikers durch zwei Dinge erschwert. Zum einen verlängert sich wegen der Verzögerung, mit der die amtlichen Daten verfügbar sind, der Prognosehorizont.¹³ Zum Beispiel werden die amtlichen Daten zum Teil in beträchtlichem Maße revidiert. Damit verändert sich häufig nachträglich die

statistische Ausgangsbasis, die der Prognose zugrunde gelegen hat, zudem beeinflussen Revisionen die Höhe des Prognosefehlers.¹⁴ Die Revisionen durch das Statistische Bundesamt werden vorgenommen, da wichtige Informationen über den Wirtschaftsablauf erst mit Verzögerung eingehen und weil von Zeit zu Zeit für die Berechnung realer Größen die Preisstruktur eines aktuelleren Basisjahres gewählt wird. Im Durchschnitt beträgt die Differenz zwischen der erstmals abgegebenen jährlichen Zuwachsrate und der letzten verfügbaren Schätzung (Januar 1995) für das reale Bruttoinlandsprodukt 0,4 Prozentpunkte; für einzelne

Jahre (1983, 1990, 1991) liegt sie sogar bei einem Prozentpunkt oder darüber (Tabelle 5). Bei anderen Aggregaten der VGR sind die Revisionen sogar noch ausgeprägter.

Die Revisionen weisen zum Teil allerdings ein wiederkehrendes Grundmuster auf. Unterschiedliche Schätzungen des Bruttoinlandsprodukts von der Entstehungs- und der Verwendungsseite der VGR her werden zunächst durch Lagerveränderungen angeglichen; wenn später verlässlichere Angaben über die übrigen Verwendungskomponenten vorliegen, werden die Lagerinvestitionen entsprechend korrigiert. Ausmaß und Zeitpunkt dieser Korrekturen sind aber vom Prognostiker nicht vorherzusehen. Die Revision der VGR im September 1994 offenbart ein weiteres Problem: Nicht nur auf der Verwendungsseite, sondern auch auf der Entstehungsseite der VGR und insbesondere bei der Bruttowertschöpfung im Dienstleistungssektor waren umfangreiche Revisionen zu verzeichnen. Schon seit längerer Zeit wächst der Dienstleistungsbereich im Trend rascher als das

Warenproduzierende Gewerbe. Zudem liegen für den Dienstleistungssektor kaum aktuelle Indikatoren über die Entwicklung von Nachfrage und Produktion vor. Dies hat das Statistische Bundesamt dazu veranlaßt, Pilotstudien für ein Konzept einer nationalen Dienstleistungsstatistik durchzuführen. Es wird gleichwohl noch einige Zeit vergehen, bis eine solche Statistik die Datenbasis der Konjunkturprognostiker verbessert.

In den Konjunkturprognosen ist eine normale Witterung unterstellt. Es gibt jedoch reichlich Beispiele dafür, daß eine sehr ungünstige bzw. eine besonders günstige Witterung die wirtschaftliche Aktivität insbesondere im Winterhalbjahr beeinflußt. Vor allem Baugewerbe, Verkehr und Stromerzeugung sind von Witterungseinflüssen betroffen. Nach Berechnungen von Langfeldt und Trapp (1988, S. 437) ergeben sich für einzelne Jahre Witterungseffekte in Höhe von bis zu 0,4 Prozentpunkten des realen Bruttoinlandsprodukts.

Tabelle 5 – Ausmaß der Revisionen in der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung^a

	Brutto-inlandsprodukt	Privater Verbrauch	Staatsverbrauch	Ausrüstungsinvestitionen	Bauinvestitionen	Ausfuhr	Einfuhr	Deflator des privaten Verbrauchs	Bruttoeinkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen	Bruttoeinkommen aus unselbstständiger Arbeit
1976	-0,1	0,5	-1,1	0,1	-0,3	-2,6	-2,9	-	-	-
1977	+0,2	1,6	0,3	3,0	-0,2	-0,7	-1,5	-0,6	0,8	0,4
1978	0	-0,1	0,8	-0,8	-2,5	-2,1	-4,1	0,0	0,4	0,8
1979	-0,3	0,5	0,3	-1,3	-1,7	-1,4	-5,7	0,2	-3,2	1,0
1980	-0,9	-0,5	-0,2	-0,7	-2,7	-0,3	-2,1	0,4	-8,0	1,0
1981	0,3	0,5	-0,1	-2,5	-1,7	-1,3	-4,9	0,3	0,4	0,2
1982	+0,1	0,9	-1,0	0,3	0,8	1,2	-1,6	-0,3	-3,2	0,7
1983	+0,9	0,5	0,6	1,1	0,8	0,7	1,5	0,2	3,9	0,6
1984	+0,5	1,0	0,6	-2,4	-0,4	0,8	-0,3	-0,1	1,0	0,7
1985	-0,6	0,0	-0,1	-0,2	0,8	0,4	-0,1	-0,3	-2,5	-0,1
1986	-0,2	-0,6	0,0	-0,9	1,2	0,0	-0,4	-0,2	0,5	0,2
1987	-0,2	0,4	0,0	0,3	0,4	0,1	0,2	-0,2	-2,9	0,5
1988	+0,3	0,0	0,3	-0,3	-1,4	0,4	-1,2	-0,1	-0,4	0,2
1989	+0,2	1,2	-0,8	-0,3	-0,8	-0,6	1,9	-0,1	2,4	0,0
1990	+0,9	1,0	-0,7	1,1	-0,1	1,5	-0,6	0,1	1,7	0,3
1991	+1,6	3,3	-0,9	-0,6	-1,3	-0,9	0,1	0,1	5,0	-0,2
1992	+0,3	1,3	1,5	-2,1	-1,2	2,0	1,6	-0,3	0,3	0,4
1993	+0,2	0,4	0,1	-2,9	-0,3	4,1	5,5	-0,3	-1,4	0,9
Durchschnittliche Revision	0,2	0,7	-0,0	-0,5	-0,6	0,1	-0,8	-0,1	-0,3	0,4
Durchschnittliche absolute Revision	0,4	0,8	0,5	1,2	1,0	1,2	2,0	0,2	2,0	0,4

^aDifferenz in der jährlichen Zuwachsrate zwischen der letzten verfügbaren Schätzung (Januar 1995) und der erstmalig abgegebenen Schätzung des Statistischen Bundesamtes. — Für weitere Erläuterungen vgl. Tabelle 3.

2. Die Annahmen der Konjunkturprognosen

Konjunkturprognosen sind bedingte Vorhersagen. Die Vorausschätzungen für die zukünftige Entwicklung der Wirtschaft basieren auf Annahmen über den erwarteten Kurs der Geld-, Finanz- und Lohnpolitik, die voraussichtliche Konjunktur im Ausland sowie die Veränderungen von Wechselkursen und Rohstoffpreisen. Diese Annahmen beruhen zum Teil auf bekannten Tatsachen (z.B. angekündigte Änderungen in der Besteuerung sowie bei Sozialabgaben). Überwiegend ist jedoch noch nicht bekannt, wie wichtige gesamtwirtschaftliche Rahmenbedingungen sich in Zukunft entwickeln werden. Daher ist es nötig, eigene Annahmen vorzunehmen, die sich im nachhinein als falsch herausstellen können.¹⁵

Durch die im folgenden vorgenommene Analyse der Fehleinschätzungen bei den Prämissen soll geprüft werden, ob für eine Verbesserung der Konjunkturprognosen vorrangig an den Annahmen oder an den zugrundeliegenden Modellen über den Wirtschaftsablauf angesetzt werden muß. Dies erweist sich als schwierig, denn Prognoseannahmen werden überwiegend nur in qualitativer Form veröffentlicht. Wir beschränken uns aus diesem Grund auf jene Größen, die das IfW seit längerer Zeit regelmäßig seinen Konjunkturprognosen zugrunde legt und für die Schätzungen in quantitativer Form intern vorliegen. Dies sind im einzelnen die Entwicklung der Geldmenge M1, des Budgetdefizits, des DM-Dollar-Wechselkurses, der mit deutschen Ausfuhranteilen gewichteten Auslandskonjunktur sowie die Veränderung der Tariflöhne. Gemessen an der Standardabweichung sind die Prognosefehler bei den exogenen Variablen¹⁶ nicht wesentlich größer als bei den zu prognostizierenden Reihen der VGR (Tabelle 6). Eine leichte Tendenz zur Unterschätzung ist bei der Geldmenge gegeben, während das Budgetdefizit eher überschätzt wird.

Die hier untersuchten exogenen Variablen finden vorrangig bei der Schätzung von drei Kerngrößen — reales Bruttoinlandsprodukt, Konsumentenpreise und Export — Anwendung. So haben beispielsweise Untersuchungen

im IfW (Döpke und Fischer 1994) ergeben, daß die Entwicklung der westdeutschen Exporte langfristig vor allem von der Konjunktur im Ausland, kurzfristig aber auch vom realen Außenwert der D-Mark bestimmt wird. Schwankungen in der Binnennachfrage lassen sich vorrangig durch Veränderungen im Kurs der Geldpolitik erklären (Scheide 1991). Die Schätzgleichung für die Inflation basiert auf einem P-Stern-Modell, d.h., längerfristig ist vor allem die Entwicklung der Geldmenge maßgebend; auf die kurze Frist gibt es zudem einen signifikanten Einfluß von Importpreisen und Löhnen (Krämer und Scheide 1994). Einschränkend ist zu erwähnen, daß die Ergebnisse der mit diesen Schätzgleichungen durchgeföhrten Modellrechnungen nur einen Input für die Konjunkturprognosen darstellen, zusätzlich finden die Ergebnisse nichtformaler Ansätze, wie z.B. konjunkturelle Frühindikatoren, Berücksichtigung bei der Quantifizierung der Prognose.

Um die Bedeutung von Annahmeirrtümern für die Prognosefehler bei wichtigen VGR-Variablen zu ermitteln, wurden jeweils die aus den Gleichungen folgenden partiellen Korrelationskoeffizienten berechnet. So geht etwa eine unerwartete Abwertung der D-Mark — der tatsächliche DM-Dollar-Kurs ist höher als der unterstellte — mit einer Unterschätzung der Exporte bzw. des realen Bruttoinlandsprodukts einher. Auch der Preisanstieg ist größer als erwartet. Fehleinschätzungen der Auslandskonjunktur bewirken gleichgerichtete Prognosefehler bei den Exporten und beim Bruttoinlandsprodukt. Dagegen kommt die fehlende Korrelation zwischen den Prognosefehlern bei Budgetdefizit und wirtschaftlicher Aktivität nicht unerwartet, Budgetdefizite spiegeln nicht allein den fiskalischen Impuls wider, sondern sind auch wegen der Rückwirkungen der Konjunktur auf die staatlichen Einnahmen und Ausgaben gleichzeitig Reflex der Konjunktur. Dies könnte auch erklären, warum eine Überschätzung der Tariflöhne mit einer Überschätzung der wirtschaftlichen Aktivität verbunden ist; so besteht die Möglichkeit, daß die Tarifparteien eine günstigere Konjunktur zum Anlaß für höhere Tarifabschlüsse nehmen. Der niedrige Korrelationskoeffizient zwischen der Geldmen-

Tabelle 6 – Wichtige Prognoseannahmen des Instituts für Weltwirtschaft 1976–1994

	Geldmenge M1 ^a		Budgetdefizit ^b		Dollar-Wechselkurs		Auslandskonjunktur ^c		Tariflöhne ^d	
	Prognose	tatsächlich	Prognose	tatsächlich	Prognose	tatsächlich	Prognose	tatsächlich	Prognose	tatsächlich
1976	12,0	10,6	(–)	(–)	(–)	2,52	(–)	(–)	(–)	(–)
1977	8,9	8,2	(–)	(–)	2,40	2,23	4,5	3,8	(–)	(–)
1978	8,3	13,4	3,74	2,44	2,30	2,01	4,0	3,9	(–)	(–)
1979	7,4	7,4	2,88	2,58	1,90	1,83	3,5	3,5	6,0	4,9
1980	3,0	2,2	2,85	2,90	1,72	1,82	0,0	1,0	7,0	6,7
1981	6,0	1,1	4,56	3,69	1,67	2,26	-1,0	1,0	5,0	5,6
1982	6,0	3,6	4,41	3,32	2,15	2,43	0,0	-0,3	4,0	4,1
1983	6,0	10,5	3,96	2,55	2,34	2,56	0,5	2,6	3,0	3,3
1984	6,2	3,1	2,28	1,94	2,50	2,85	3,0	5,0	3,0	2,8
1985	6,0	4,3	1,86	1,16	2,82	2,94	2,5	2,9	3,5	3,4
1986	5,0	8,8	1,04	1,32	2,64	2,17	2,8	2,7	3,5	4,1
1987	8,0	9,6	1,00	1,90	2,00	1,80	3,0	3,1	4,2	3,8
1988	2,0	9,6	2,39	2,16	1,80	1,76	2,0	5,1	3,8	3,4
1989	7,0	6,0	0,72	-0,13	1,80	1,88	2,5	3,6	3,5	3,7
1990	4,0	5,1	0,58	2,05	1,90	1,62	2,5	1,7	5,0	5,7
1991	6,0	2,6	3,43	4,09	1,60	1,66	2,4	-0,5	5,5	6,8
1992	4,5	7,1	3,90	3,87	1,63	1,56	2,0	-0,7	6,3	5,9
1993	3,9	9,4	4,43	4,28	1,69	1,65	1,2	-0,8	4,5	4,3
1994	8,4	7,0	3,75	3,80	1,78	1,62	1,4	3,3	2,7	2,1
MF	-0,74		0,23		-0,01		-0,23		-0,01	
MAF	2,78		0,63		0,20		1,29		0,49	
MAF % ^e	82,6		54,5		47,4		69,6		37,8	
Koeffizient für die Korrelation zwischen dem Prognosefehler der Annahmen und dem Prognosefehler von BIP, Inflation und Exporten										
BIP	-0,05		0,01		0,18		0,36		0,37	
Inflation					0,80				-0,10	
Exporte					0,55		0,36			

^aSeit 1990 um den Gebietssprung korrigiert; Zuwachs in vH. — ^bIn der Abgrenzung der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen. Seit 1991 gesamtdeutsch, ohne Treuhandanstalt; in vH des nominalen Bruttoinlandsprodukts. — ^cBis 1990 Zuwachs des realen Bruttoinlandsprodukts. — ^dTariflohnindex auf Stundenbasis, 1985 = 100; Zuwachs in vH. — ^eMAF in vH der Standardabweichung.

ge M1 und dem realen Bruttoinlandsprodukt ist in erster Linie darauf zurückzuführen, daß die Geldmenge M1 im Zuge der deutschen Währungsunion vorübergehend in ihrer Indikatorfunktion für den Kurs der Geldpolitik beeinträchtigt worden ist. Denn für den Zeitraum 1976–1989 weist der Korrelationskoeffizient der Prognosefehler von M1 und Bruttoinlandsprodukt das erwartete positive Vorzeichen aus.

Die vorliegenden Ergebnisse zeigen, daß es aus der Sicht der Nutzer von Konjunkturprognosen durchaus wichtig ist zu wissen, auf welchen Annahmen die Prognose beruht. Für die Konjunkturprognostiker läßt sich als Schlußfolgerung ableiten, daß der Spezifizierung der Annahmen in Zukunft noch größere Bedeutung zu kommen sollte. Ein Schritt in diese Richtung ist das Erstellen von Schätzgleichungen für wirtschaftspolitische Reaktionsfunktionen.

V. Schlußfolgerungen

Die vorliegenden Untersuchungen bezüglich des Umfangs und der Ursachen von Prognosefehlern im Rahmen der Konjunkturberichterstattung des IfW haben ergeben, daß es insbe-

sondere die konjunkturellen Umbruchphasen sind, in denen größere Abweichungen zwischen den tatsächlichen und den prognostizierten Werten für die jährliche Zuwachsrate des realen

Bruttoinlandsprodukts zu verzeichnen sind. Demgegenüber sind überdurchschnittlich hohe Prognosefehler bei der Inflationsrate überwiegend in Perioden zu verzeichnen, in denen die unerwarteten Veränderungen des D-Mark-Dollar-Wechselkurses und der Rohstoffpreise recht ausgeprägt waren. Welche Erkenntnisse lassen sich daraus für die Nutzer und die Produzenten von Konjunkturprognosen gewinnen?

Die Ergebnisse zeigen, daß insbesondere Bedarf besteht, die Prognosegenauigkeit an konjunkturellen Wendepunkten zu verbessern. Wie die beschriebenen Probleme zeigen, ist dies leichter gesagt als getan. Gleichwohl besteht nach unserer Ansicht durchaus die Möglichkeit, das Ausmaß der Prognosefehler am Wendepunkt etwas zu verringern. Prognosefehler im Rahmen von Konjunkturprognosen sind im Gegensatz zu denen bei Langfristprognosen vergleichsweise rasch evident und bieten somit die Möglichkeit, aus ihnen zu lernen. Damit dies geschehen kann, ist es jedoch notwendig, daß alle wichtigen Details der Prognosen — die Annahmen, auf denen sie beruhen, sowie die verwendeten Verfahren — offengelegt und quantifiziert werden, da sie nur dann einer empirischen Analyse auch von seiten Dritter zugänglich sind.

Angesichts der großen Bedeutung, die das zeitliche Profil der wirtschaftlichen Aktivität im Verlaufe eines Jahres für die jahresdurchschnittliche Zuwachsrate hat, kann eine detaillierte Analyse von Wendepunktfehlern nur anhand von Quartalsdaten erfolgen. Die Prognostiker sollten daher trotz der Vielzahl von zufälligen Einflüssen, die die Entwicklung von Quartal zu Quartal häufig recht erratisch machen, ihre Jahresdurchschnittsprognose um Quartalsprognosen ergänzen. Bei einem Vergleich der Quartalsprognosen treten unterschiedliche Verlaufsvorstellungen der einzelnen Prognostiker stärker zutage als bei Jahresdurchschnittsprognosen. Die Varianz der Prognosen,

die bei den herkömmlichen Jahresprognosen an den Wendepunkten bislang kaum größer als im Durchschnitt ist, würde dann vermutlich besonders ausgeprägt sein und den Nutzern signalisieren, daß die zukünftige Wirtschaftsentwicklung mit erhöhter Unsicherheit behaftet ist. Um die Prognostiker zu einem solchen Vorgehen zu ermutigen, wäre es hilfreich, wenn die Qualität der Prognosen nicht allein daran gemessen wird, wie stark die jahresdurchschnittliche Prognose von der Realität abweicht, sondern wenn zusätzlich berücksichtigt würde, ob der konjunkturelle Verlauf grundsätzlich richtig vorhergesagt wird.

Im methodischen Bereich gibt es ebenfalls noch Verbesserungsmöglichkeiten. So sollten insbesondere die bestehenden Prognoseverfahren wie ökonometrische Modelle, die Analyse von Umfragen und Frühindikatoren sowie zeitreihenanalytische Verfahren nicht als konkurrierende Ansätze verwendet werden, da sie jeweils in bezug auf spezifische Fragestellungen Vorteile haben. So sind makroökonometrische Modelle geeignet, auf der Basis theoretischer Wirkungszusammenhänge ein konsistentes Bild bei der Veränderung einer Vielzahl von Variablen abzubilden. Frühindikatoren können insbesondere die Entwicklung auf die kurze Frist (ein bis zwei Quartale) relativ verlässlich abschätzen. Umfragen geben wichtige Hinweise zu den Plänen von Unternehmen und Konsumenten. Zeitreihenanalytische Verfahren erlauben es, die interne Dynamik einer Reihe zu erfassen. Die Schätzung von Reaktionsfunktionen wichtiger wirtschaftspolitischer Akteure wie z.B. Notenbanken und Tarifparteien ermöglicht es, die den Prognosen zugrundeliegenden Annahmen weiter zu verbessern. Insgesamt weist jeder Konjunkturzyklus zwar gewisse Eigenheiten auf, gleichwohl gibt es eine Vielzahl von Regularitäten, die sich wiederholen. Vor allem sie gilt es besser zu erfassen.

Anhang

Ökonometrische Methoden zur Beurteilung von Prognosen

Ökonometrische Ansätze zur Beurteilung von Konjunkturprognosen gehen auf das Konzept der rationalen Erwartungen zurück.¹⁷ Eine rationale Erwartung liegt vor, wenn die gesamte zum Zeitpunkt t zur Verfügung stehende Information (Ω) ausgenutzt wird. Dann machen die Wirtschaftssubjekte keine systematischen Fehler bei ihren Vorhersagen. Dies bedeutet, daß die in der Periode $t-1$ für t erwartete Veränderungsrate der jeweils betrachteten Variablen (P_t) nur zufällig von der tatsächlich in t eingetretenen Veränderungsrate (R_t) abweicht (vgl. Barriouevo 1993):

$$[1] \quad P_t = E(R_t | \Omega_{t-1}) = R_t + \zeta_t,$$

worin ζ_t ein Störterm ist, für den gilt $E(\zeta_t) = 0, E(\zeta_t, \zeta_{t-n}) = 0 \forall n < t$ und $E(\zeta_t^2) < \infty$.

Aus diesem Kriterium können eine Reihe von Prüfungen auf Rationalität einer Prognose abgeleitet werden (Kirchgässner 1982; Smith et al. 1991). Unmittelbar aus (1) folgt, daß im Falle einer rationalen Erwartung der Mittelwert der Prognosefehler nicht signifikant von Null verschieden sein darf. Diese Hypothese wird hier unter der Normalverteilungsannahme überprüft.

Die Menge der zum Zeitpunkt t zur Verfügung stehenden Informationen Ω kann nicht sinnvoll abgegrenzt werden. Mindestens sind jedoch die Realisationen und die Prognosefehler der Vorperioden bekannt.¹⁸ Haben sie einen signifikanten Einfluß auf den Prognosefehler dieser Periode, kann keine rationale Erwartung vorliegen. Es darf daher zum ersten keine Autokorrelation der Prognosefehler vorliegen. Dies kann zum einen mit Hilfe der Box-Liung-Statistik überprüft werden (Zarnowitz 1992, S. 482 ff.). Zum anderen wird in der Gleichung

$$[2] \quad (P - R)_t = \alpha_0 + \alpha_1(P - R)_{t-1} + \dots + \alpha_n(P - R)_{t-n} + u_t$$

die Nullhypothese $H_0: \begin{cases} \alpha_1 = 0 \\ \vdots \\ \alpha_n = 0 \end{cases}$ überprüft

(Dabbs et al. 1991, S. 34 ff.). Die Länge des autoregressiven Prozesses wird hier auf $n=3$ festgelegt.

Zum zweiten sollen die Prognosen auch durch das Hinzufügen verzögerter Realisationen nicht signifikant verbessert werden können. Zur Überprüfung dieser Hypothese wird die Gleichung

$$[3] \quad (P - R)_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \dots + \beta_n R_{t-n},$$

geschätzt und die Hypothese $H_0: \begin{cases} \beta_1 = 0 \\ \vdots \\ \beta_n = 0 \end{cases}$ mit einem F-Test überprüft.

Zum dritten sollen die Prognosen unverzerrt sein. Zur Überprüfung dieser Hypothese wird die Gleichung

$$[4] \quad R_t = \gamma_0 + \gamma_1 P_t + u_t,$$

geschätzt und die Hypothese $H_0: \begin{cases} \gamma_0 = 0 \\ \gamma_1 = 1 \end{cases}$ mit einem F-Test überprüft.

Die bisher genannten Prüfungen reduzieren die zum Prognosezeitpunkt bekannte Information auf die Kenntnis vergangener Realisationen oder Prognosefehler. Es ist jedoch denkbar, daß die Prognosen einen systematischen Fehler dergestalt aufweisen, daß andere, zusätzlich zur Verfügung stehende Information (X_t) nicht berücksichtigt wird (Holden und Peel 1990). Dann wird die Gleichung (4) entsprechend erweitert:

$$[5] \quad R_t = \gamma_0 + \gamma_1 P_t + \gamma_2 X_t + u_t,$$

und die zu prüfende Hypothese wird zu

$$H_0: \begin{cases} \gamma_0 = 0 \\ \gamma_1 = 1 \\ \gamma_2 = 0 \end{cases}.$$

Eine Möglichkeit, weitere Information zu berücksichtigen, ist die Konstruktion von entsprechenden Dummy-Variablen. Dieses Vorgehen wählt u.a. Helmstädtter (1991b). Freilich ist es mißverständlich, in diesem Zusammenhang von einer Prüfung auf Autokorrelation zu sprechen, da nicht auf die Signifikanz vergangener Prognosefehler geprüft wird. Ob die Prüfung sinnvoll ist, hängt zudem davon ab, ob die Dummy-Variable tatsächlich zum Prognosezeitpunkt bekannte Information repräsentiert. Tut sie es, kann die Prognose tatsächlich verbessert werden. Tut sie es nicht, wird eine Hypothese geprüft, die überhaupt erst aus der Stichprobe gewonnen wurde. Ein solches Vorgehen wäre sinnlos (Suntum 1991).

Alle Prüfungen müssen aus ökonometrischer Sicht stark relativiert werden: Zunächst ist bei

allen Prüfungen die rationale Erwartung die Nullhypothese. Starke Abweichungen sind nötig, um sie zurückzuweisen. Die Hypothesen werden so betrachtet nicht gleich behandelt. Zudem haben die Prüfungen — wegen der sehr kleinen Stichprobe — gegen die Negation der Nullhypothese eine mutmaßlich sehr geringe Güte. Zarnowitz (1992, S. 472) empfiehlt daher, höhere als die üblichen Irrtumswahrscheinlichkeiten von 5 oder 10 vH zugrunde zu legen. In Tabelle 3 sind daher die marginalen Irrtumswahrscheinlichkeiten der Prüfung statt des Testergebnisses bei einer bestimmten Irrtumswahrscheinlichkeit angegeben. Schließlich muß bedacht werden, daß andere Gegenhypothesen denkbar sind, die die tatsächlichen Fehler genauer charakterisieren.

Fußnoten

- ¹ Beteiligt sind das ifo Institut für Wirtschaftsforschung, München, das HWWA-Institut für Wirtschaftsforschung-Hamburg, das Rheinisch-Westfälische Institut für Wirtschaftsforschung, Essen, das Deutsche Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin, das Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel und seit 1993 das Institut für Wirtschaftsforschung Halle.
- ² Maßgeblich für den Untersuchungszeitraum ist, daß erst seit 1976 (wieder) Prognosen des Instituts für Weltwirtschaft veröffentlicht werden. Für eine Auswertung der Prognosen 1974 und davor vgl. Stege (1989, S. 154 ff.). Für eine systematische Beurteilung der Prognosefehler in bezug auf die neuen Bundesländer liegen bislang noch nicht genügend Beobachtungen vor.
- ³ Hier wie im folgenden bezeichnet P_t die für das Jahr t in $t-1$ prognostizierte, R_t die in t tatsächlich eingetretene Zuwachsrate in vH und $t = 1, \dots, T$ den Zeitindex. Der mittlere Prognosefehler (MF) ist dann $MF = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (P_t - R_t)$. Der Prognosefehler ist im folgenden als $P_t - R_t$ definiert. Ein positiver Wert kennzeichnet also eine Überschätzung, ein negativer Fehler eine Unterschätzung der Zuwachsrate.
- ⁴ $MAF = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |P_t - R_t|$ bzw. in vH des Standardfehlers $MAF\% = \frac{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |P_t - R_t|}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (R_t - \bar{R}_t)^2}} \cdot 100$.
- ⁵ $WMQF = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (P_t - R_t)^2}$.
- ⁶ $TU_1 = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (P_t - R_t)^2} / \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_t^2} = WMQF / WMQF_{naiv}$, wobei „naiv“ eine Wachstumsrate von Null bedeutet. Die Größe wird in der Literatur verschiedentlich unzutreffend definiert. Vgl. dazu Krämer (1994, S. 15 ff.).
- ⁷ $TU_2 = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (P_t - R_t)^2} / \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \Delta R_t^2} = WMQF / WMQF_{naiv}$, wobei „naiv“ eine Wachstumsrate wie im Vorjahr bedeutet.
- ⁸ $TU_3 = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (P_t - R_t)^2} / \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\bar{D}_t - R_t)^2} = WMQF / WMQF_{naiv}$, wobei „naiv“ eine Wachstumsrate im Durchschnitt der letzten fünf Jahre bedeutet mit $\bar{D}_t = \frac{1}{5} \sum_{s=1}^5 R_{t-s}$.
- ⁹ Damit ist der Prognosefehler ähnlich hoch wie etwa in den Vereinigten Staaten (vgl. Zarnowitz 1992, S. 392).
- ¹⁰ Es gilt $MFQ = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (P_t - R_t)^2 = (\bar{P} - \bar{R})^2 + (s_P - s_R)^2 + 2(1-r)s_P s_R$, darin sind \bar{P} und \bar{R} die arithmetischen Mittel von P und R , s_P und s_R die Standardabweichungen der Reihen und r der Korrelationskoeffizient von Prognose und tatsächlicher Wachstumsrate. Standardisiert mit dem mittleren quadratischen Fehler ergibt dies für den systematischen Fehler im Niveau $U^M = (\bar{R} - \bar{P})^2 / MQF$, für die Fehleinschätzung der Schwankungen $U^S = (s_R - s_P)^2 / MQF$ und für die zufällige Fehlerkomponente $U^C = [2(1-r)s_P s_R] / MQF$, wobei gilt $U^M + U^S + U^C = 1$. Vgl. Theil (1966, S. 29 ff.).
- ¹¹ Der Korrelationskoeffizient der Prognosefehler bei der Vorhersage des realen Bruttoinlandsprodukts von IfW und GD beträgt 0,9; für IfW und SVR liegt er bei 0,8.
- ¹² Die Einteilung folgt der in Döpke et al. (1994) vorgenommenen Einteilung der Konjunkturzyklen aufgrund der Abweichung der Industrieproduktion vom Trend.

- ¹³ Bei den hier untersuchten Jahresendprognosen für das kommende Jahr reicht die statistische Basis nur bis einschließlich des dritten Quartals (SVR, IfW) bzw. sogar nur bis zum zweiten Quartal des laufenden Jahres (GD).
- ¹⁴ Um diesen Einfluß auszuschalten, wurden die Prognosefehler in Tabelle 1 alternativ anhand der ersten verfügbaren Schätzung bzw. der letzten verfügbaren Schätzung berechnet.
- ¹⁵ Die Setzungen basieren zumeist auf sogenannten Reaktionsfunktionen, d.h., es wird untersucht, wie die einzelnen Politikbereiche in der Vergangenheit in ähnlichen Ausgangssituationen reagiert haben.
- ¹⁶ Exogenität im strengen Sinne liegt bei den hier genannten Variablen nicht vor, so gibt es etwa für das Verhalten von Notenbanken und Tarifparteien ein vergleichsweise stabiles Reaktionsmuster auf die Veränderung wichtiger gesamtwirtschaftlicher Größen wie beispielsweise Preise, Kapazitätsauslastung, Wechselkurse und die Zahl der Arbeitslosen.
- ¹⁷ Hier werden nur Methoden erläutert, die auf Einperiodenprognosen der Wachstumsraten anwendbar sind. Liegen die Prognosen für Niveaugrößen vor, kann das Konzept der Kointegration zur Prognoseevaluation genutzt werden (vgl. z.B. Pain 1994). Bei Mehrperiodenprognosen kann die Veränderung der Prognose im Zeitablauf zur Beurteilung genutzt werden (vgl. Dabbs et al. 1991, S. 39).
- ¹⁸ In der Literatur (vgl. z.B. Kirchgässner 1991, S. 156) werden Erwartungen, die nicht alle, sondern nur eine begrenzte Menge Informationen ausnutzen, auch „schwach rational“ genannt, im Gegensatz zu „strikt rationalen Erwartungen“, die die gesamte Information verwenden.

Literaturverzeichnis

- Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute (Hrsg.) (lfd. Jgg.).
Die Lage der Weltwirtschaft und der deutschen Wirtschaft. Verschiedene Orte.
— (1993), *Die Lage der Weltwirtschaft und der deutschen Wirtschaft.* München, Oktober.
- Baghestani, H., und D. Nelson (1994). How Accurate Are Professional Economic Forecasts? *Journal of Applied Business Research*, Vol. 10, S. 1–5.
- Barriónuevo, J.M. (1993). How Accurate Are the World Economic Outlook Projections? Research Department of the IMF, Staff Studies for the World Economic Outlook, S. 28–46.
- Boss, A., J. Döpke, M. Fischer, J.W. Krämer, E. Langfeldt und K.-W. Schatz (1994). Bundesrepublik Deutschland: Wirtschaftliche Aktivität belebt sich trotz Konsumschwäche. *Die Weltwirtschaft*, S. 154–176.
- Dabbs, R.E., K.L. Smith und J. Brocato (1991). Tests on the Rationality of Professional Business Forecasters with Changing Forecast Horizons. *Quarterly Journal of Business and Economics*, Vol. 30, Nr. 2, S. 28–50.
- Döpke, J., und M. Fischer (1994). Was bestimmt die westdeutschen Exporte? *Die Weltwirtschaft*, S. 54–66.
- Döpke, J., J.W. Krämer und E. Langfeldt (1994). Konjunkturelle Frühindikatoren in Deutschland. *Konjunkturpolitik*, 40. Jg., S. 135–153.
- Helmstädtter, E. (1989). Zur Autokorrelation von Konjunkturprognosen. *Ifo-Studien*, Vol. 35, S. 158–164.
— (1991a). Die Konjunkturprognosen und die Stimmungsprozente. *Wirtschaftsdienst*, S. 360–364.
— (1991b). Hinsehen kann nicht schaden — Replik auf Kirchgässner. *Ifo-Studien*, Vol. 37, S. 159–163.
- Hinze, J. (1987). Konjunkturprognosen: Was sie leisten können und was nicht. In A. Gutowski und B. Molitor (Hrsg.), *Hamburger Jahrbuch für Wirtschafts- und Gesellschaftspolitik*, Vol. 32, S. 37–47.
- Holden, K., und D.A. Peel (1990). On Testing for Unbiasedness and Efficiency of Forecasts. *Manchester School*, Vol. 18, S. 120–127.
- Kirchgässner, G. (1984). Sind die Erwartungen der Wirtschaftssubjekte rational? Eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland. *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 120, S. 279–300.
— (1991). Sind die Prognosefehler der Konjunkturprognosen autokorreliert? *Ifo-Studien*, Vol. 37, S. 151–158.
- Krämer, J. (1994). Lassen sich zinsgewichtete Geldmengen besser steuern als gewöhnliche Geldmengen? Institut für Weltwirtschaft, Kieler Arbeitspapiere, 637. Kiel.
- Krämer, J., und E. Langfeldt (1993). Die Zinsdifferenz als Frühindikator für die deutsche Konjunktur. *Die Weltwirtschaft*, S. 34–42.
- Krämer, J., und J. Scheide (1994). Geldpolitik: Zurück zur Potentialorientierung. Institut für Weltwirtschaft, Kieler Diskussionsbeiträge, 235. Kiel.

- Langfeldt, E., und P. Trapp (1986). Zur Problematik und Treffsicherheit von Konjunkturprognosen für die Bundesrepublik Deutschland. *Die Weltwirtschaft*, H. 1, S. 26–37.
- Langfeldt, E., und P. Trapp (1988). Experiences in Macroeconomic Forecasting in the Federal Republic of Germany 1976–1987. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Vol. 225, S. 427–442.
- Müller-Krummholz, K. (1994). Saisonbereinigung birgt Fallstricke. *Handelsblatt* vom 12.12.1994.
- Neumann, M.J.M., und H.S. Buscher (1980). Die Inflationsprognosen der Arbeitsgemeinschaft wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute: Sind sie rational? *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 116, S. 533–550.
- Pain, N. (1994). Cointegration and Forecast Evaluation: Some Lessons from National Institute Forecasts. *Journal of Forecasting*, Vol. 13, S. 481–494.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (lfd. Jgg.). *Jahresgutachten*. Bonn.
- Scheide, J. (1991). Die westdeutsche Konjunktur schwächt sich ab — Gibt es Parallelen zu den Rezessionen 1974/75 und 1980/82? *Die Weltwirtschaft*, S. 42–56.
- Statistisches Bundesamt (lfd. Jgg.). *Wirtschaft und Statistik*. Heft 1 des jeweiligen Jahrgangs. Stuttgart.
- Stege, C. (1989). *Zur Beurteilung der Prognosetätigkeit der „führenden wirtschaftswissenschaftlichen Forschungsinstitute“ in der Bundesrepublik Deutschland*. Hamburg.
- Stekier, H.O. (1991). Macroeconomic Forecast Evaluation Techniques. *International Journal of Forecasting*, Vol. 7, S. 375–384.
- Suntum, U. van (1991). Konjunkturprognosen: Besser als ihr Ruf. *Wirtschaftsdienst*, S. 365–368.
- Theil, H. (1966). *Applied Economic Forecasting*. Amsterdam.
- Tichy, G. (1994). *Konjunktur — Stilisierte Fakten, Theorie, Prognose*. Berlin.
- Die Weltwirtschaft* (lfd. Jgg.). Vierteljahresschrift (bis 1991 Halbjahresschrift) des Instituts für Weltwirtschaft. Tübingen.
- Zarnowitz, V. (1992). *Business Cycles — Theory, History, Indicators, and Forecasting*. Chicago.