

Abberger, Klaus; Flaig, Gebhard; Nierhaus, Wolfgang

Research Report

ifo Konjunkturumfragen und Konjunkturanalyse: ausgewählte methodische Aufsätze aus dem ifo Schnelldienst

ifo Forschungsberichte, No. 33

Provided in Cooperation with:

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

Suggested Citation: Abberger, Klaus; Flaig, Gebhard; Nierhaus, Wolfgang (2007) : ifo Konjunkturumfragen und Konjunkturanalyse: ausgewählte methodische Aufsätze aus dem ifo Schnelldienst, ifo Forschungsberichte, No. 33, ISBN 978-3-88512-460-3, ifo Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München, München

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/167396>

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.



33

ifo Forschungsberichte

ifo Konjunkturumfragen und Konjunkturanalyse

Ausgewählte methodische Aufsätze
aus dem ifo Schnelldienst

Herausgegeben von

Klaus Abberger
Gebhard Flaig
Wolfgang Nierhaus

ifo Institut für
Wirtschaftsforschung
an der Universität München

Forschungsbereich: Konjunktur und Finanzmärkte
Forschungsbereich: Unternehmensbefragungen

ifo Konjunkturumfragen und Konjunkturanalyse

Ausgewählte methodische Aufsätze aus dem
ifo Schnelldienst

Herausgegeben von

Klaus Abberger
Gebhard Flaig
Wolfgang Nierhaus

München, April 2007



Forschungsbereich: Konjunktur und Finanzmärkte
Forschungsbereich: Unternehmensbefragungen

Bibliografische Information der Deutschen Bibliothek

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

ISBN-10: 3-88512-460-2

ISBN-13: 978-3-88512-460-3

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

© by ifo Institut für Wirtschaftsforschung, München 2007

Druck: Fritz Kriechbaumer, Taufkirchen

ifo Institut für Wirtschaftsforschung im Internet:
<http://www.ifo.de>

Inhaltsverzeichnis

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

Kapitel 1

Konjunkturumfragen

Hans-Werner Sinn und Klaus Abberger

Zur Prognosekraft des ifo Indikators

ifo Schnelldienst, 59. Jg., Nr. 4/2006, 35–36	5
---	---

Klaus Abberger und Klaus Wohlrabe

Einige Prognoseeigenschaften des ifo Geschäftsklimas –

Ein Überblick über die neuere wissenschaftliche Literatur

ifo Schnelldienst, 59. Jg., Nr. 22/2006, 19–26	7
--	---

Klaus Abberger und Wolfgang Nierhaus

Das ifo Geschäftsklima: Ein zuverlässiger Frühindikator der Konjunktur

ifo Schnelldienst, 60. Jg., Nr. 5/2007, 25–30	15
---	----

Klaus Abberger und Wolfgang Nierhaus

Das ifo Geschäftsklima und Wendepunkte der deutschen Konjunktur

ifo Schnelldienst, 60. Jg., Nr. 3/2007, 26–31	21
---	----

Klaus Abberger

ifo Geschäftsklima und Produktionsindex im verarbeitenden Gewerbe

ifo Schnelldienst, 59. Jg., Nr. 21/2006, 42–45	27
--	----

Klaus Abberger

Ein Vergleich der Zeitreihen der Erzeugerpreise und der Preiserwartungen

im ifo Konjunkturtest für das verarbeitende Gewerbe

ifo Schnelldienst, 58. Jg., Nr. 14/2005, 50–51	31
--	----

Klaus Abberger

Eine Anmerkung zum ifo Geschäftsklima im Einzelhandel

ifo Schnelldienst, 58. Jg., Nr. 3/2005, 31–32	33
---	----

Klaus Abberger

Eine Anmerkung zum ifo Geschäftsklima im Großhandel

ifo Schnelldienst, 58. Jg., Nr. 21/2005, 47–48	35
--	----

Klaus Abberger

ifo Konjunkturtest zeigt noch kein Ende des Beschäftigtenabbaus im verarbeitenden Gewerbe an ifo Schnelldienst, 58. Jg., Nr. 7/2005, 44	37
---	----

Klaus Abberger

Der ifo Konjunkturtest im ersten Halbjahr 2006 ifo Schnelldienst, 59. Jg., Nr. 14/2006, 28–30	39
--	----

Gernot Nerb

Indikatoren zur Wettbewerbsposition der deutschen Wirtschaft – Wie schätzen deutsche Industriefirmen ihre Wettbewerbsposition ein? ifo Schnelldienst, 58. Jg., Nr. 13/2005, 41–46	43
---	----

Gernot Nerb

Preis- und Ertrags Erwartungen signalisieren bevorstehende Konjunkturabschwächung ifo Schnelldienst, 54. Jg., Nr. 4/2001, 68–69	49
---	----

Steffen Henzel und Timo Wollmershäuser

Eine umfragebasierte Methode zur Quantifizierung qualitativer Inflationserwartungen des Ifo World Economic Survey ifo Schnelldienst, 58. Jg., Nr. 9/2005, 13–20	51
---	----

Kapitel 2

Konjunkturanalyse und Prognose

Wolfgang Nierhaus und Jan-Egbert Sturm

Methoden der Konjunkturprognose ifo Schnelldienst, 56. Jg., Nr. 4/2003, 7–23	61
---	----

Oliver Hülsewig, Johannes Mayr und Dirk Ulbricht

Zur Evaluierung von VAR-Prognosen ifo Schnelldienst, 60. Jg., Nr. 7/2007, 19–25	79
--	----

Wolfgang Nierhaus

Wirtschaftskonjunktur 2006: Prognose und Wirklichkeit ifo Schnelldienst, 60. Jg., Nr. 2/2007, 23–28	87
--	----

Wolfgang Nierhaus

Zur Einführung der Vorjahrespreisbasis in der deutschen Statistik: Konsequenzen für die Konjunkturanalyse ifo Schnelldienst, 58. Jg., Nr. 5/2005, 19–27	93
---	----

<i>Monika Ruschinski</i>	
Die Rolle von Frühindikatoren bei Exportprognosen ifo Schnelldienst, 58. Jg., Nr. 13/2005, 13–19	103
<i>Wolfgang Nierhaus</i>	
Zwei Indikatoren zur Beurteilung der Geldpolitik der EZB ifo Schnelldienst, 54. Jg., Nr. 5/2001, 47–49	111
<i>Wolfgang Nierhaus</i>	
Aus dem Instrumentenkasten der Konjunkturanalyse: Veränderungsraten im Vergleich ifo Schnelldienst, 52. Jg., Nr. 27/1999, 11–19	115
<i>Georg Goldrian</i>	
Eine Anmerkung zur Aussagekraft von Wachstumsraten ifo Schnelldienst, 58. Jg., Nr. 13/2005, 47–48	125

Kapitel 3

Wachstum und Konjunktur in der längerfristigen Perspektive

<i>Harm Bandholz, Gebhard Flaig, und Johannes Mayr</i>	
Wachstum und Konjunktur in OECD-Ländern: Eine langfristige Perspektive ifo Schnelldienst, 58. Jg., Nr. 4/2005, 28–36	129
<i>Gebhard Flaig und Horst Rottmann</i>	
Erhöht der Kündigungsschutz die Beschäftigungsschwelle? ifo Schnelldienst, 57. Jg., Nr. 17/2004, 13–17	139
<i>Gebhard Flaig</i>	
Die Entwicklung der Arbeitslosenquote: Ein langfristiger Vergleich zwischen Deutschland und den USA ifo Schnelldienst, 56. Jg., Nr. 16/2003, 14–19	145
<i>Gebhard Flaig</i>	
Gibt es einen »New-Economy-Effekt« auf das amerikanische Produktionspotential? ifo Schnelldienst, 54. Jg., Nr. 5/2001, 16–21	151
<i>Steffen Henzel und Stephan Sauer</i>	
Konsequenzen der Inflationsunterschiede im Euroraum ifo Schnelldienst, 59. Jg., Nr. 11/2006, 12–27	157

Willi Leibfritz

unter Mitarbeit von *Birgit Lehne, Wolfgang Meister* und *Erich Langmantel*

Finanzpolitik und Konjunktur: Die automatischen Stabilisatoren in Deutschland

ifo Schnelldienst, 52. Jg., Nr. 29/1999, 14–22 173

Kapitel 4

Statistische Grundlagen: Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen und Preise

Gebhard Flaig

Arbeitstageeffekt und Bruttoinlandsprodukt: Eine empirische Analyse
mit einem strukturellen Komponentenmodell

ifo Schnelldienst, 53. Jg., Nr. 22–23/2000, 12–17 185

Wolfgang Nierhaus

Realeinkommen im neuen Europäischen System Volkswirtschaftlicher
Gesamtrechnungen

ifo Schnelldienst, 53. Jg., Nr. 4/2000, 7–13 191

Wolfgang Nierhaus

Vorjahrespreisbasis: Rechenregeln für die Aggregation

ifo Schnelldienst, 58. Jg., Nr. 22/2005, 12–16 199

Wolfgang Nierhaus

Zur gesamtwirtschaftlichen Preisentwicklung

ifo Schnelldienst, 59. Jg., Nr. 3/2006, 28–31 205

Wolfgang Nierhaus

Harmonisierte Verbraucherpreisindizes – zur Inflationsmessung in Europa

ifo Schnelldienst, 59. Jg., Nr. 6/2006, 11–16 209

Vorwort

Das ifo Institut begleitet seit seiner Gründung im Jahr 1949 das aktuelle Wirtschaftsgeschehen durch seine regelmäßigen Konjunkturumfragen und Konjunkturprognosen. Daneben hat das ifo Institut aber immer auch Aufsätze zur methodischen Basis seiner Konjunkturforschung veröffentlicht. Die hier präsentierte Auswahl von ifo Schnelldienst-Artikeln aus dem Zeitraum 1999 bis 2007 betreffen folgende Interessensgebiete:

- ifo Konjunkturumfragen,
- ifo Konjunkturanalyse und Prognose,
- Wachstum und Konjunktur in der längerfristigen Perspektive,
- Statistische Grundlagen: Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen und Preise.

Die ausgewählten Artikel schlagen dabei zunächst einen Bogen von den Spezifika der ifo Konjunkturumfragen zu den methodischen Problemen von Konjunkturanalyse und -prognose. Dabei wird besonders auf die Charakteristika der ifo Konjunkturprognose eingegangen. Ein weiterer Themenkreis befasst sich mit ausgewählten längerfristigen Wirtschaftsproblemen im nationalen wie auch im internationalen Rahmen. Last but not least wird auf die wirtschaftsstatistischen Grundlagen der Konjunkturforschung eingegangen. Hierzu zählen etwa die Preis- und Volumenrechnungen in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen oder die Besonderheiten der harmonisierten Verbraucherpreisstatistik in Europa.

Mit diesem Sammelband soll die angesprochene Thematik, die bisher nur im ifo Schnelldienst veröffentlicht wurde, einem breiteren Leserkreis zugänglich gemacht werden. Die Autoren waren oder sind Mitarbeiter der Abteilung Konjunktur und Finanzmärkte bzw. der Abteilung Unternehmensbefragungen des ifo Instituts. Hans-Werner Sinn ist Präsident des ifo Instituts.

Kapitel 1

Konjunkturumfragen

Hans-Werner Sinn und Klaus Abberger

»ifo Geschäftsklimaindex auf Fünfjahreshoch« und »ifo Index auf höchstem Stand seit Mai 2000« sind nur zwei Überschriften aus einer Reihe von ähnlich lautenden Meldungen, mit denen in der Presse die ifo Geschäftsklimawerte vom Januar betitelt wurden. Vielfach wird nun die Frage gestellt, ob dieser hohe Stand des Indexes auch ein ähnlich hohes Wachstum wie im Jahr 2000 erwarten lässt? Und wenn nicht, warum nicht? So titelt auch Sebastian Dullien in der Financial Times Deutschland »ifo-Rekorde ohne Rekordwachstum« und argumentiert dann, dass die Firmen von ifo ja nur befragt werden, ob sie eine Verbesserung, eine Konstanz oder eine Verschlechterung ihrer Lage sehen. Der Autor schließt, dass ein höherer Geschäftsklimaindex anzeigt, dass der Aufschwung an Breite gewinnt, aber nicht unbedingt wie stark das Wachstum zulegt.

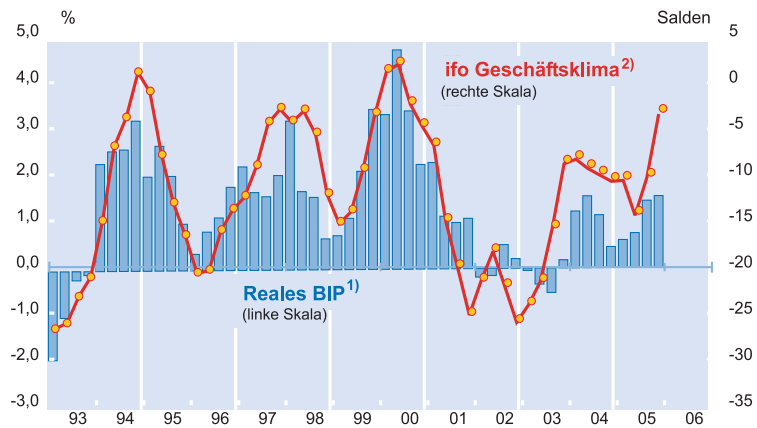
Der Schluss von Sebastian Dullien ist grundsätzlich richtig. Etwas technischer formuliert, ist das ifo Geschäftsklima eine Art Diffusionsindex, der in erster Linie die Breite des Aufschwungs misst. Man kann den Wert des Geschäftsklimas deshalb nicht unmittelbar in eine Wachstumsrate des Bruttoinlandsprodukts übertragen.

Neben der Konstruktion des Klimaindexes liegt dies daran, dass die von den Unternehmen abgefragte Lageeinschätzung eine relative Aussage beinhaltet. Für die Unternehmer ist eine gute Geschäftslage heute nicht notwendigerweise dasselbe wie vor einigen Jahren, denn die allgemeine wirtschaftliche Situation hat sich ja auch verändert: So wuchs die Wirtschaft in den Jahren von 2001 bis 2005 mit durchschnittlichen realen Wachstumsraten von 0,7%, während sie in den Jahren von 1995 bis 2000 um real durchschnittlich 2% wuchs. Möglicherweise ist heute für die Unternehmen gut, was früher als unbefriedigend galt. Man wird ja bescheiden.

Obwohl all dies grundsätzlich zu konzedieren ist, ist die Prognosekraft des ifo Indexes für das wirtschaftliche Wachstum doch erheblich. Die Meldungen der Firmen werden nämlich nicht nur saldiert, sondern auch gewichtet. Wie stark eine Meldung in das Gesamtergebnis eingeht, hängt zum einen von der Größe der Firma und zum anderen von dem »Einfluss« ihrer Branche auf die wirtschaftliche Entwicklung ab, der in der Regel durch die Bruttowertschöpfung gemessen wird. Durch die Messung der Diffusionsbreite des Aufschwungs in Kombination mit der Gewichtung lassen sich mit dem ifo Geschäftsklima durchaus Rückschlüsse auf die Stärke des konjunkturellen Wachstums in Deutschland ziehen. Ja, der Index eignet

Abb. 1

Wirtschaftswachstum in Deutschland und ifo Geschäftsklima
(Saisonbereinigte Werte)



1) Veränderung gegenüber dem jeweiligen Vorjahresquartal in %, saison- und arbeitstäglich bereinigt.
2) Quartalsdurchschnitte.

Quelle: Statistisches Bundesamt, ifo Konjunkturtest.

sich mit allen Vorbehalten sogar für numerische Voraussetzungen der Wachstumsrate.

Abbildung 1 zeigt, wie stark der Zusammenhang zwischen dem Wert des ifo Klimaindexes und dem Wachstum des realen Bruttoinlandsproduktes tatsächlich ist. Es ist deutlich erkennbar, dass das Geschäftsklima die konjunkturelle Situation in Deutschland recht zuverlässig anzeigt. Befürchtungen, dass der Zusammenhang zwischen ifo Geschäftsklima und dem tatsächlichen Wirtschaftswachstum verloren gegangen sein könnte, haben eine geringere praktische Bedeutung, als es theoretische Überlegungen erwarten lassen. Natürlich gibt es immer wieder mal ein, zwei Quartale, für die der Index etwas anderes zeigt, als die Zahlen des Statistischen Bundesamtes. Dennoch kann der Zusammenhang schwerlich enger sein, als es in der Abbildung zum Ausdruck kommt.

Dabei muss man bedenken, dass der ifo Indikator wesentlich früher vorliegt als die vergleichbaren Daten des Statistischen Bundesamtes. Der ifo Index wird zwölfmal im Jahr jeweils innerhalb des Berichtsmonats veröffentlicht, und er wird, abgesehen von gelegentlichen Anpassungen des Gewichtungsschemas an die aktuelle Wirtschaftsstruktur und minimalen Korrekturen der Saisonschwankungen, nicht revidiert. Das Statistische Bundesamt hingegen veröffentlicht nur Quartalszahlen. Die erste Vorabmeldung kommt etwa 45 Tage nach Ablauf des Berichtsquartals. Detailliertere Ergebnisse gibt es nach etwa 55 Tagen. Man gewinnt also mit dem ifo Index einen Informationsvorsprung gegenüber der amtlichen Statistik von im Mittel ca. sieben Wochen, wenn man vom Quartalsende rechnet, und elf Wochen, wenn man vom zweiten ifo-Ergebnis in der Quartalsmitte rechnet. Darüber hinaus werden die Zahlen des Statistischen Bundes-

amtes im Laufe der folgenden vier Jahre regelmäßig revidiert, weil zunächst nur über vorläufige Schätzungen berichtet wird. Wie Jan Jacobs und Jan-Egbert Sturm (2005)¹ empirisch nachgewiesen haben, eignet sich der ifo Indikator sogar dazu, die Richtung der Revisionen des Statistischen Bundesamtes beim Produktionsindex zu prognostizieren.

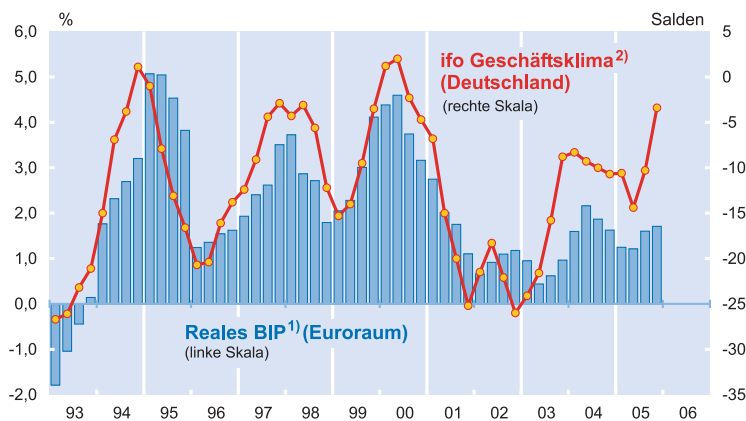
Das heißt nicht, dass der ifo Index die Daten des Statistischen Bundesamtes ersetzen kann. Es ist schließlich die Aufgabe des Amtes, das Bruttoinlandsprodukt möglichst genau zu ermitteln. Für die Konjunkturanalyse ergänzen die ifo-Umfragen die amtlichen Daten jedoch in optimaler Weise.

Von einem guten Frühindikator erwartet man, dass er konjunkturelle Wendepunkte rechtzeitig anzeigt und dass er möglichst glatt verläuft, damit die wirtschaftliche Situation rasch und zuverlässig eingeschätzt werden kann. Beide Anforderungen werden vom ifo Geschäftsklima erfüllt. Es sendet frühzeitig deutliche Signale über die Verfassung der konjunkturellen Entwicklung aus.

Das ifo Geschäftsklima eignet sich nicht nur für die zuverlässige Einschätzung der deutschen Konjunktur, sondern auch für die Prognose der wirtschaftlichen Entwicklung in der Eurozone. Abbildung 2 zeigt eine erstaunlich enge Korrelation mit der Wachstumsrate des Euroraumes. Kein Wunder, dass der Index in einer Umfrage, die Reuters im Jahr 2005 unter 30 Ökonomen in der Eurozone durchführte, zum wichtigsten Konjunkturindikator Europas gekürt wurde. »German Ifo is Europe's most important business indicator«, schreibt die Agentur.² Wie die Abbildung zeigt, weist ein Wendepunkt im ifo Geschäftsklima auch für die Eurozone auf eine Richtungsänderung hin. So wurde das Anziehen der Konjunktur im Verlauf des Jahres 2003 vom ifo Geschäftsklima bereits Ende 2002 angezeigt. Als sich dann die wirtschaftliche Entwicklung im Jahr 2004 wieder verlangsamte, hatte sich das Geschäftsklima bereits wieder abgekühlt. Seit Sommer 2005 steigt das ifo Geschäftsklima nun von neuem an. Dies ist ein hoffnungsvolles Signal für die Konjunktur im Euroraum.

Der Grund für die über die deutschen Grenzen hinausreichende Prognosekraft des »Ifo«, wie der Index in der in-

Abb. 2
Wirtschaftswachstum im Euroraum und ifo Geschäftsklima
(Saisonbereinigte Werte)



1) Veränderung gegenüber dem jeweiligen Vorjahresquartal in %, saison- und arbeitsmäßig bereinigt.
2) Quartalsdurchschnitte.

Quelle: Eurostat, ifo Konjunkturtest.

ternationalen Presse genannt wird, liegt ohne Zweifel in der hohen innereuropäischen Exportquote des deutschen verarbeitenden Gewerbes, dessen Meldungen den Schwerpunkt des Indikators bilden. Wenn die deutsche Industrie einen Aufschwung vermeldet, dann muss es ihren Kunden gut gehen, und zu den Kunden gehören nicht nur deutsche, sondern auch andere europäische Firmen. Der Index ist also geradezu ein Spiegelbild der europäischen Konjunkturlage.

Der ifo Index ist nun über 30 Jahre alt. Über Jahrzehnte hinweg wird er nach einer festen Methode erhoben. Mit großem Aufwand pflegt das ifo Institut den Berichtskreis von etwa 7 000 monatlichen Nennungen. Wir gewährleisten ein sehr hohes Maß an Kontinuität der beteiligten Unternehmen, weil wir sie mit Sonderauswertungen für die jeweiligen Branchen bedenken. Immerhin wird der Index ja intern auf monatlich über 150 Branchen heruntergebrochen. Die große zeitliche Persistenz der Erhebung und der Umstand, dass in drei Jahrzehnten nicht ein einziger Monat zu finden ist, in dem ifo seine Indexwerte nicht pünktlich veröffentlicht hätte, haben weltweit ein Vertrauen in die Qualität des Indexes geschaffen, für das es unter den Konjunkturindikatoren nur wenige vergleichbare Beispiele gibt.

¹ J. Jacobs und J.-E. Sturm, »Do Ifo Indicators Help Explain Revisions in German Industrial Production?«, in: J.-E. Sturm, und T. Wollmershäuser, (Hrsg.), Ifo Survey Data in Business Cycle and Monetary Policy Analysis, Physica-Verlag, Heidelberg 2005.

² Laut einer Reuters-Umfrage unter 30 europäischen Volkswirten zum Jahresbeginn 2005, veröffentlicht als Agenturmeldung am 31. Januar 2005.

Einige Prognoseeigenschaften des ifo Geschäftsklimas – Ein Überblick über die neuere wissenschaftliche Literatur

Klaus Abberger und Klaus Wohlrabe

Das ifo Geschäftsklima ist ein viel beachteter Indikator für die konjunkturelle Entwicklung in Deutschland. Es ist daher auch immer wieder Gegenstand von wissenschaftlichen Analysen, in denen verschiedene Eigenschaften des Geschäftsklimas untersucht werden. Im Zentrum des Interesses steht dabei häufig die Verwendung des Indikators zu Prognosezwecken. So widmet etwa der Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung in seinem Jahresgutachten 2006/2007 dem ifo Geschäftsklima einen Abschnitt. Der Beitrag gibt einen Überblick über die wissenschaftliche Literatur, die sich mit dem ifo Geschäftsklima auseinandersetzt und seine Prognoseeigenschaften beurteilt.

Das ifo Institut führt seit seiner Gründung im Jahre 1949 Unternehmensbefragungen durch. Anfang der siebziger Jahre wurde auf Basis des ifo Konjunkturtests das ifo Geschäftsklima als Konjunkturindikator entwickelt. Seither wird das Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft Deutschlands vom ifo Institut monatlich veröffentlicht. In seiner langen Geschichte war es regelmäßig Gegenstand von wissenschaftlichen Untersuchungen. Auch das 1960 unter Mitwirkung von ifo gegründete Centre for International Research on Economic Tendency Surveys (CIRET) hat Wissenschaftlern durch die Organisation von Konferenzen und der Herausgabe von Zeitschriften ein Forum geboten, in dem die Methoden und Ergebnisse von Konjunkturumfragen, wie der des ifo Instituts, regelmäßig diskutiert wurden. Der vorliegende Beitrag stellt einen kurzen Literaturüberblick über die wissenschaftlichen Aufsätze der letzten Jahre dar, die sich mit der Prognosequalität des ifo Geschäftsklimas beschäftigt haben. Diskutiert werden nur die Studien, die in den letzten Jahren entstanden sind.

Mitarbeiter des ifo Instituts führten und führen ebenfalls regelmäßig Analysen zu diesem Thema durch. Die Ergebnisse dieser Studien wurden in zahlreichen Büchern, Schnelldienstartikeln und wissenschaftlichen Aufsätzen publiziert. Diese Veröffentlichungen sollen aber nicht im Fokus des vorliegenden Artikels stehen. Namentlich erwähnt sei hier nur eine frühe Arbeit von Strigel (1985), da er als »Vater des Geschäftsklimas« bezeichnet werden kann, sowie ein neues englischsprachiges Handbuch über die ifo Konjunkturumfragen von Goldrian (2007).

Konjunkturindikatoren, wie das ifo Geschäftsklima, finden auch in der Öffentlichkeit große Aufmerksamkeit und sind Entscheidungs- und Orientierungshilfe in vielen Bereichen. Dies stellt an jeden Indikator hohe Qualitätsmerkmale. Von einem geeigneten Frühindikator kann man verlangen, dass er (vgl. auch Abberger 2006, Fritsche und Stephan 2002 oder Hinze 2003):

1. möglichst zeitnah vorliegt,
2. nach der Publikation keinen größeren Revisionen unterliegt,
3. einen Vorlauf vor der zur beurteilenden Zielgröße besitzt; d.h. er sollte frühzeitig Signale über den kommenden Konjunkturverlauf geben,
4. eine stabile Vorlaufbeziehung besitzt, so dass relativ sicher abgeschätzt werden kann, wie frühzeitig das Signal des Indikators erfolgt und
5. ein möglichst deutliches Konjunktur-signal enthält; d.h. nicht interessierende kurzfristige Schwankungen in der Zeitreihe sollten das eigentlich interessierende konjunkturelle Signal möglichst wenig überdecken.

Die ersten beiden Eigenschaften aus diesem Katalog werden vom ifo Geschäftsklima und den weiteren Ergebnissen der ifo Konjunkturumfragen offensichtlich erfüllt. Die Resultate der ifo Konjunkturumfragen werden in der letzten Woche eines betrachteten Monats publiziert und in der Regel im Nachhinein nicht mehr revidiert.

Die letzten drei Eigenschaften sowie unterschiedliche Anwendungsmöglichkeiten sind in verschiedenen wissenschaftlichen Artikeln untersucht worden. Diese gehen

insbesondere der Frage nach, ob ein Indikator überhaupt Gleich- bzw. Vorlauf bzgl. der Konjunktur (gemessen an einer Referenzreihe) besitzt oder ob er Wendepunkte zuverlässig vorhersagen kann. Der am häufigsten untersuchte Gegenstand ist, ob mit Hilfe eines Konjunkturindikators eine quantitative Prognose (meist einer Wachstumsrate) durchgeführt werden kann.

Der Sachverständigenrat hat in seinem Gutachten 2006/2007 in einer speziellen Untersuchung festgestellt, dass das ifo Geschäftsklima keine signifikante quantitative Prognosekraft bzgl. der Wachstumsrate des Bruttoinlandsprodukts besitzt. Dies bedeutet, dass mit Hilfe des ifo-Indikators ein autoregressives Modell als Messlatte nicht signifikant verbessert werden kann. Ein Blick in die wissenschaftliche Literatur zeigt jedoch, dass die verwendeten Methoden und Referenzreihen sich durchaus unterscheiden. Je nach Untersuchungsanordnung fällt die Beurteilung eines Indikators unterschiedlich aus.

Dieser Artikel stellt einen kurzen Überblick über die wissenschaftliche Literatur dar, in der das ifo Geschäftsklima oder seine beiden Komponenten, Lagebeurteilung und Geschäftserwartungen, Gegenstand der Forschung sind. In den Artikeln werden meist auch noch andere Indikatoren auf ihre Eigenschaften untersucht, wir konzentrieren uns jedoch ausschließlich auf die ifo-Indikatoren und ihre Eigenschaften. Ein Vergleich wird jeweils nur zum Referenzmodell gezogen. Für weitere Informationen sei auf die angegebene Literatur verwiesen.

Da Konjunkturindikatoren generell nicht nur für verschiedene Zwecke eingesetzt werden, wie etwa der Wendepunktprognose, der Richtungsprognose oder der quantitativen Prognose, sondern sich auch innerhalb der verschiedenen Zielsetzungen die Vorgehensweisen und die Untersuchungsdesigns erheblich unterscheiden können, versuchen wir im Folgenden eine grobe Kategorisierung der Ansätze. Abgesehen von den grundsätzlichen Prognosezielen, unterscheiden sich die zur Prognose ausgewählten Referenzzeitreihen und die zur Prognose eingesetzten Methoden.

Die Referenzreihe

Zunächst dokumentieren wir die Referenzreihe in den jeweiligen Artikeln, die den Konjunkturverlauf darstellen soll. Wie sich noch zeigen wird, sind die Ergebnisse durchaus sensitiv bzgl. der gewählten Referenzreihe und des Schätzzeitraumes. Die Ergebnisse in der Tabelle zeigen, dass als Referenzreihe meist der Index der Industrieproduktion verwendet wird und hier insbesondere die Wachstumsrate. Der Grund dafür ist, dass der Index monatlich erhoben wird und nahezu alle Indikatoren ebenfalls monatlich veröffentlicht werden. Darüber hinaus wird das verarbeitende Gewer-

be häufig als der Konjunkturzyklen generierende Bereich angesehen. Wird das Bruttoinlandsprodukt als Referenz verwendet, müssen die Indikatoren auf Quartalsebene aggregiert werden. Dies geschieht meistens mit einem Drei-Monatsdurchschnitt. Erst neuere Zeitreihenmodelle wie in Mittnik und Zadrozny (2005) erlauben es, gleichzeitig unterschiedliche Frequenzen zu verwenden.

Es ist wichtig, darauf hinzuweisen, dass sowohl die Veränderungsrate zum Vormonat (Vorquartal) als auch die Jahreswachstumsrate als Referenz dienen können. Warum eine bestimmte Wachstumsrate gewählt wurde, wird allerdings häufig nicht inhaltlich begründet. Neben ökonomischen Überlegungen (Aspekt der Einheitswurzel, Phasenverschiebung) können auch Fragen der inhaltlichen Interpretation die Auswahl einer bestimmten Wachstumsrate beeinflussen (vgl. hierzu Nierhaus 1999). Neben der Bildung von Wachstumsraten können aus Zeitreihen, aber auch mit anderen Methoden konjunkturelle Komponenten, die dann prognostiziert werden sollen, extrahiert werden. Eine Vorgehensweise ist etwa, die Abweichung von einem zu schätzenden Trend zu verwenden. Wieder andere Ansätze versuchen, eine möglichst glatte Konjunkturkomponente zu ermitteln, um eine einfachere Analyse des Zustandes der Konjunktur zu erreichen. Ein Beispiel für diese Herangehensweise ist der Indikator EuroCOIN des Centre for Economic Policy Research (vgl. <http://www.cepr.org/data/eurocoin/>).

Alle in der Tabelle aufgeführten Studien verwenden Zeitreihen, die »endgültig« sind, d.h. sie unterliegen keiner Revision mehr. Die Industrieproduktion und das Bruttoinlandsprodukt werden zunächst mit einer Schätzung für den entsprechenden Monat und dem Quartal angegeben und unterliegen danach mehreren Revisionen. Ein Datensatz, der aus einer ersten Schätzung und den darauf folgenden Revisionen besteht, wird als Real-Time-Datensatz bezeichnet (vgl. Döpke 2004). Ein guter Indikator sollte in der Lage sein, diese Revisionen vorherzusagen, um zeitnah eine Einschätzung über die Entwicklung makroökonomischer Größen zu liefern. In dem Artikel von Jacobs und Sturm (2005) wird ein solcher Real-Time-Datensatz für die Industrieproduktion verwendet.

Die Methoden

Neben der verwendeten Referenzreihe spielen die eingesetzten ökonomischen Methoden eine Rolle in der Beurteilung der Eigenschaften von Indikatoren. Im Folgenden werden wir diese kurz darstellen. Für weitere Informationen siehe Hamilton (1994), Nierhaus und Sturm (2005) oder Lütkepohl (2005).

Ob ein Indikator einen grundsätzlichen Erklärungsgehalt bzgl. einer Referenzreihe besitzt, wird meist mit dem Kon-

Konjunkturelle Referenzreihen und Untersuchungszeiträume

Artikel	Referenzreihe	Zeitraum
Döpke, Krämer und Langfeldt (1994)	Industrieproduktion, saisonal, arbeitstäglich und um Trend bereinigt.	1966:01–1992:12
Funke (1997)	Bruttoinlandsprodukt, Quartalswachstumsraten.	1971:IV–1995:IV
Döpke (1999)	Industrieproduktion, gleitender Durchschnitt von sieben Monaten, Ausreißer wurden ersetzt.	1962:01–1998:12
Langmantel (1999)	Reales Bruttoinlandsprodukt, jährliche Wachstumsraten.	1965:I–1998:IV
Breitung und Jagodzinski (2001)	Industrieproduktion, saisonal und arbeitstäglich bereinigt, jährliche Wachstumsraten (log Differenzen).	1991:01–2001:06
Fritsche und Stephan (2002)	Industrieproduktion (ohne Bau), jährliche Wachstumsraten (log Differenzen).	1978:01–1998:12
Hüfner und Schröder (2002)	Industrieproduktion, saisonbereinigt, jährliche Wachstumsraten.	1991:12–2000:12
Hinze (2003)	Industrieproduktion, Bruttoinlandsprodukt, Vorjahresveränderungsrate.	1992–2002
Bandholz und Funke (2003)	Reales Bruttoinlandsprodukt, trendbereinigt (Band-Pass-Filter), Output-Gap.	1971:I–2002:II
Benner und Maier (2004)	Industrieproduktion, jährliche Wachstumsraten.	1991:01 2000:12 1968:01–2000:10
Schuhmacher und Dreger (2004)	Bruttoinlandsprodukt, jährliche Wachstumsraten (log Differenzen).	1978:II–2002:I
Fritsche und Kouzine (2005)	Industrieproduktion, Originalreihe und gleitender Durchschnitt von sieben Monaten, Ausreißer wurden ersetzt	1978:01–1999:12
Dreger und Schuhmacher (2005)	Industrieproduktion, saisonal nicht bereinigt, jährliche Wachstumsraten (log Differenzen).	1992:01–2004:12
Sachverständigenrat (2005)	Industrieproduktion, Monats- und Jahreswachstumsraten (log Differenzen).	1994:01–2005:02
Mitnik und Zadrozny (2005)	Bruttoinlandsprodukt, erste Differenzen.	1970:I–2003:IV
Jacobs und Sturm (2005)	Industrieproduktion, Real-Time Datensatz.	1995:12–2003:08
Nierhaus und Sturm (2005)	Industrieproduktion, saisonal nicht bereinigt, Jahreswachstumsraten (log Differenzen).	1991:01–2002:12
Kholodilin und Siliverstovs (2006)	Bruttoinlandsprodukt, annualisierte Jahreswachstumsraten.	1991:II–2004:IV
Sachverständigenrat (2006)	Bruttoinlandsprodukt, saison- und kalenderbereinigt, Jahreswachstumsraten.	1970:I–2005:IV

Quelle: Zusammenstellung des ifo Instituts.

zept der Granger-Kausalität analysiert. Bei diesem Verfahren wird untersucht, ob der Indikator einen signifikanten Erklärungsgehalt bzgl. der Referenzreihe besitzt. Es ist jedoch wichtig, darauf hinzuweisen, dass Granger-Kausalität nicht Kausalität im philosophischen oder logischen Sinne meint.

Zur Vorhersage von Rezessionen und Aufschwüngen werden meist Probit-Schätzungen und Markov-Switching-Modelle verwendet. Zunächst werden die Wendepunkte einer Zeitreihe, und somit auch ihre Rezessionsphasen, bestimmt. Danach wird eine neue Zeitreihe konstruiert. Befindet sich die Volkswirtschaft in einer Rezession, so wird der Zeitreihe zu diesem Zeitpunkt der Wert 1 zugeordnet, ansonsten 0. Probit-Modelle sind in der Lage, solche so genannten binären Modelle zu schätzen. In diesem Rahmen wird geprüft, inwieweit der Konjunkturindikator die Rezessionen vorhersagen kann. Im Rahmen der Markov-Switching-Modelle werden Wahrscheinlichkeiten berechnet, mit der sich die Volkswirtschaft in einer Rezession befindet.

Zur quantitativen Prognose werden entweder univariate oder multivariate Zeitreihenmodelle verwendet. Das am häufigsten eingesetzte Benchmark-Modell ist der autoregressive Prozess (AR-Prozess). Hier wird die Zeitreihe durch eigene verzögerte Werte erklärt. Gute Konjunkturindikatoren verbessern die Prognose dieses Modells, indem verzögerte Indikatorwerte in das Modell einfließen. Im multivariaten Fall wird meist ein bivariates vektorautoregressives (VAR-) Modell geschätzt. Dieses besteht aus zwei Gleichungen, in denen die zwei Zeitreihen wechselseitig abhängig von verzögerten Werten dargestellt werden. Diese Gleichungen (Vektoren) werden dann simultan geschätzt und zur Prognose verwendet. Der Vorteil dieser Art multivariater Zeitreihenmodelle ist, dass mögliche Feedback-Reaktionen explizit modelliert und geschätzt werden können.

Die oben vorgestellten Zeitreihenmodelle zur quantitativen Prognose sind linearer Natur. In jüngerer Zeit werden jedoch auch für die quantitative Prognose mehr und mehr nichtlineare Zeitreihenmodelle, wie z.B. autoregressive Mar-

kov-Switching-Modelle, verwendet. Für Deutschland gibt es noch keine explizite Analyse der Prognosemöglichkeiten dieser Modelle. Für eine Anwendung auf den Euroraum siehe Clavaria et al. (2006).

Die quantitative Prognose von Zeitreihen kann auf zwei Arten erfolgen. Bei der In-Sample-Prognose wird das Modell mit allen zur Verfügung stehenden Daten geschätzt, um dann einzelne Zeitpunkte innerhalb des Samples vorherzusagen. Bei der Out-of-Sample-Prognose wird das Modell mit Daten bis zu einem bestimmten Zeitpunkt t geschätzt und dann eine Prognose über diesen Zeitraum hinaus (außerhalb des benutzten Samples) berechnet. Die Beurteilung der Qualität von Indikatoren kann sich je nach verwendeter Prognoseart stark unterscheiden. So kann es sein, dass ein Indikator sehr gute Prognosen bei der In-Sample-Schätzung liefert, jedoch bei der Out-Of-Sample-Prognose sehr schlecht abschneidet. Aufgrund der größeren Realitätsnähe von Out-Of-Sample-Prognosen werden diese am häufigsten in der wissenschaftlichen Literatur verwendet.

Zur Beurteilung der Prognosequalität eines Modells gibt es in der Literatur verschiedene Maße. Das am häufigsten verwendete ist die Wurzel aus dem durchschnittlichen quadratischen Prognosefehler (Root mean squared error = RMSE). Je niedriger dieser ist, desto besser ist die Prognose. Da dieses Maß jedoch skalenabhängig ist, setzt man es meist ins Verhältnis zu einem Referenzmodell (manchmal auch als »naive Prognose« bezeichnet). Dieses skalenunabhängige Maß wird auch als Theil's U bezeichnet. Ein Wert von kleiner als 1 bedeutet, dass das Prognosemodell besser ist als das Referenzmodell. In den neunziger Jahren sind Tests entwickelt worden, die untersuchen, ob der Unterschied der Prognosefehler zwischen zwei Modellen statistisch signifikant ist. Der am häufigsten verwendete Test in der Prognoseliteratur ist der Diebold-Mariano-Test.

Die Kohärenz mit der Referenzreihe und der konjunkturelle Vorlauf

Bei der Untersuchung von Korrelationskoeffizienten des ifo Geschäftsklimas im verarbeitenden Gewerbe mit der Referenzreihe (vgl. jeweils die Tabelle) in Döpke, Krämer und Langfeldt (1994) weist ifo einen Vorlauf von neun Monaten aus. Ebenso ist der Test auf Granger-Kausalität signifikant positiv. Die Autoren führen auch einen statistischen Test durch, der zeigt, dass der Zusammenhang zwischen den Zeitreihen über den Zeitverlauf konstant ist. Die Methode der Kreuzkorrelationen wird auch in Breitung und Jagodzinski (2001) verwendet. Ähnlich wie im Fall der Wendepunkte besitzt das ifo Geschäftsklima einen Nachlauf von einem Monat und die Erwartungen einen Vorlauf von zwei Monaten. Der Test auf Granger-Kausalität fällt ebenfalls positiv aus. Eine Spektralanalyse in Fritsche und Stephan (2002) zeigt, dass sowohl

das Geschäftsklima als auch die Erwartungen für die Industrie eine hohe Kohärenz mit der Referenzzeitreihe aufweist. Darüber hinaus zeigen die Autoren, dass die ifo-Indikatoren signifikant Granger-kausal sind und somit einen zusätzlichen Erklärungsgehalt besitzen. Zu den gleichen Ergebnissen kommen auch Hüfner und Schröder (2002), Hinze (2003) sowie Dreger und Schumacher (2005).

Langmantel (1999) zeigt mit Hilfe des Konzepts der Granger-Kausalität, dass das ifo Geschäftsklima einen signifikanten Zusammenhang mit der Jahreswachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts besitzt. Hinze (2003) zeigt, dass die ifo Geschäftserwartungen auf Basis des Konzepts der Kreuzkorrelationen einen effektiven Vorlauf von zwei Quartalen aufweisen.

Die Vorhersage von konjunkturellen Wendepunkten

Nach Döpke, Krämer und Langfeldt (1994) besitzt das ifo Geschäftsklima einen durchschnittlichen Vorlauf von 5,33 Monaten bei den unteren konjunkturellen Wendepunkten und 5,5 Monate bei den oberen Wendepunkten. Dagegen besitzt das ifo Geschäftsklima in Breitung und Jagodzinski (2001) einen durchschnittlichen Nachlauf von zwei Monaten und die Geschäftserwartungen einen Vorlauf von zwei Monaten gegenüber der Jahreswachstumsrate der Industrieproduktion.

Einen anderen Ansatz verfolgt Funke (1997). Mit Hilfe eines Probit-Modells wird die Fähigkeit des ifo Geschäftsklimas (in Jahreswachstumsraten) für die Vorhersage von Rezessionen untersucht. Es zeigt sich, dass der Indikator eine Rezession im Durchschnitt mit einem Quartal (bezogen auf die Quartalswachstumsrate des BIP) Vorlauf anzeigt.

Döpke (1999) erweitert den Ansatz von Funke (1997) um eine dynamische Komponente. Angewendet auf die Industrieproduktion kommt der Autor zu dem Schluss, dass das ifo Geschäftsklima und seine Bestandteile sehr schlecht abschneiden und wenn, dann nur für eine sehr kurzfristige Prognose von Rezessionen geeignet sind. Am besten würden noch die Erwartungen abschneiden.

Fritsche und Kouzine (2005) verwenden neben der Probit-Analyse auch den Markov-Switching-Ansatz. Die Autoren kommen zu dem Schluss, dass im Rahmen des Probit-Verfahrens die ifo Erwartungen einen Vorlauf von drei Monaten aufweisen. Jedoch verwenden die Autoren im Vergleich zu Döpke (1999) die Zeitreihe der Hersteller von Zwischenprodukten und nicht die Gesamtreihe des verarbeitenden Gewerbes. Wird jedoch das dynamische Modell verwendet, steigt der Vorlauf auf sieben Monate. Diese Ergebnisse werden durch den Markov-Switching-Ansatz bestätigt.

Bandholz und Funke (2003) verwenden ein dynamisches Faktormodell, um einen eigenen Konjunkturindikator zu konstruieren. Zur Berechnung dieses Index nutzen die Autoren auch die Zeitreihe der Beurteilung des Fertigwarenbestandes im verarbeitenden Gewerbe aus dem ifo Konjunkturtest. Die Autoren zeigen im Rahmen eines Markov-Switching-Ansatzes, dass dieser Indikator besser in der Lage ist, Rezessionen vorherzusagen, als das ifo Geschäftsklima.

Die quantitative Prognoseeigenschaft

Im Folgenden stellen wir eine Zusammenfassung der Ergebnisse von Out-of-Sample-Prognosen dar. Dabei trennen wir zwischen Industrieproduktion und Bruttoinlandsprodukt. Die Reihenfolge der Artikelennennungen bestimmt sich nach dem Erscheinungsjahr der Veröffentlichungen.

Industrieproduktion

Breitung und Jagodzinski (2001) schätzen ein bivariates VAR-Modell und vergleichen dieses mit einem univariaten AR(p)-Prozess. Rekursiv werden von 1999:01 bis 2001:06 30 Einschrittprognosen berechnet. Wird das komplette bivariate Modell zur Vorhersage benutzt (ohne Restriktionen), so schneiden sowohl das ifo Geschäftsklima als auch die Erwartungskomponente schlechter als das Referenzmodell ab. Wird jedoch ein reduziertes Modell zur Prognose verwendet, indem die insignifikanten Parameter weggelassen werden, so sind beide Indikatoren besser als das Referenzmodell. Auch zeigt die Analyse, dass die Prognosen keine systematischen Verzerrungen aufweisen.

Ähnlich gehen auch Fritsche und Stephan (2002) vor. Auch sie schätzen ein bivariates Modell und vergleichen es mit einem univariaten AR(p)-Prozess. Für den Zeitraum von 1991:01 bis 1998:12 werden rekursiv drei und sechs Monatsprognosen durchgeführt. Im Durchschnitt liefert das ifo Geschäftsklima der Investitionsgüterindustrie, des verarbeitenden Gewerbes und die Erwartungen des verarbeitenden Gewerbes sowie der Hersteller von Zwischenprodukte eine bessere Vorhersage als das Referenzmodell.

Wie in den beiden vorherigen Studien verwenden auch Hüfner und Schröder (2002) ein bivariates VAR-Modell, jedoch ist die Lag-Struktur in dem Modell über den Zeitablauf konstant. Als Referenzmodell wird hier der so genannte Random Walk benutzt, d.h. die Vorhersage ist einfach der Wert der Vorperiode. Bei der rekursiven Prognose (1994:01–2000:09) ist der Prognosehorizont jeweils eins, drei, sechs, neun und zwölf Monate. Nach dem Kriterium Theil's U sind die ifo Geschäftserwartungen bis auf den Zwölf-Monatshorizont besser als die naive Prognose. Die Anwendung des Diebold-Mariono-Tests zeigt jedoch, dass die Unterschiede nur für einen Horizont von sechs Monaten signifikant sind.

Benner und Meier (2004) gehen noch einen Schritt weiter als Hüfner und Schröder (2002). Sie erweitern das bivariate VAR- zu einem Vector-Error-Correction-Modell (vgl. Lütkepohl 2005) und bestimmen die Modellstruktur rekursiv. Darüber hinaus verwenden sie nur die Informationen, die tatsächlich zum Prognosezeitpunkt vorliegen. Dagegen nehmen Hüfner und Schröder (2002) an, dass die ifo Geschäftserwartungen für den Prognosezeitraum schon bekannt sind (also die tatsächlichen Werte benutzen). Bei zunächst konstanter Modellstruktur erweisen sich die ifo Geschäftserwartungen schlechter als das autoregressive Referenzmodell (Prognosezeitraum: 1994:01–2000:0). Wird das Schätzmodell jedoch bei jeder Prognose neu bestimmt, so weisen die ifo Erwartungen für alle Prognosehorizonte niedrigere RMSEs aus. Der Unterschied ist aber nach dem Diebold-Mariono-Test nicht signifikant. Wird der Prognosezeitraum zu 1996:01–2002:10 variiert, so sind die ifo Erwartungen für die Prognosehorizonte drei, sechs, neun und zwölf Monate besser. Der Unterschied für den Neun-Monatshorizont ist auch statistisch signifikant. Hier zeigt sich, dass schon eine Veränderung des Schätzzeitraumes zu einer unterschiedlichen Bewertung der Prognosegüte eines Indikators führen kann. In einer letzten Variation vergrößern die Autoren den Schätzzeitraum. In der Periode von 1968 bis 2002 sind die ifo Geschäftserwartungen bis auf dem Zwölf-Monatshorizont immer signifikant besser als das autoregressive Referenzmodell.

Der Sachverständigenrat (2005) prognostiziert in seinem Gutachten sowohl die Monats- als auch die Jahreswachstumsrate mit Hilfe einer univariaten Gleichung. Im Rahmen einer konstanten Modellspezifikation schneiden die ifo Erwartungen besser als die naive Prognose (AR(p)-Prozess) für die Jahreswachstumsrate der Industrieproduktion ab. Jedoch ist dieser Unterschied nach dem Diebold-Mariono-Test nicht signifikant. Wird die Wachstumsrate zum Vormonat prognostiziert, ergibt sich, dass die ifo Erwartungen für einen Prognosehorizonten von einem, vier und sechs Monate signifikant bessere Ergebnisse als das Referenzmodell liefern.

Zu einem anderen Ergebnis kommen Dreger und Schumacher (2005). Mit Hilfe eines bivariaten VAR-Modells liefert das ifo Geschäftsklima im Vergleich zu dem autoregressiven Referenzmodell nie eine statistisch signifikante bessere Prognose. Leider werden keine RMSEs oder Theil's U dargestellt, um festzustellen, ob der Indikator bessere Vorhersagen liefert.

Nierhaus und Sturm (2005) zeigen mit Hilfe eines univariaten Modells, dass das ifo Geschäftsklima und seine Bestandteile besser als das Referenzmodell prognostizieren. Das verwendete Modell unterscheidet sich gegenüber den anderen dadurch, dass hier auch saisonale Einflüsse model-

liert werden. Einen statistischen Test auf systematische Unterschiede der Prognosen geben die Autoren nicht an.

Den Aspekt von Revisionen der amtlichen Statistik und deren Vorhersage untersuchen Jacobs und Sturm (2005). Sie zeigen mit Hilfe eines Real-Time-Datensatzes, dass die ifo-Zeitreihen zur Beurteilung der Produktion gegenüber dem Vormonat und die aktuelle Geschäftslage insbesondere die erste Revision der Industrieproduktion vorherzusagen hilft.

Bruttoinlandsprodukt

Während das Bruttoinlandsprodukt quartalsweise erhoben wird, wird das ifo Geschäftsklima monatlich veröffentlicht. Da die Standardzeitreihenmodelle jedoch voraussetzen, dass die Zeitreihen mit gleicher Frequenz vorliegen, muss eine Transformation erfolgen. Entweder wird das Bruttoinlandsprodukt auf Monatebene interpoliert oder der Indikator auf Quartalsebene aggregiert. Letzteres erfolgt meist über die Durchschnittsbildung über drei Monate. In der Literatur hat sich letzteres Verfahren durchgesetzt. Es muss jedoch darauf hingewiesen werden, dass durch die Aggregation Informationen verloren gehen.

Langmantel (1999) zeigt mit Hilfe eines univariaten Schätzmodells, dass die jährliche Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts mit Hilfe des ifo Geschäftsklimas prognostiziert werden kann. Der Autor verwendet jedoch keine statistischen Maße, um die Prognosequalität zu beurteilen. Er erklärt verbal, warum bestimmte Abweichungen vom tatsächlichen Wert eingetreten sind.

Hinze (2003) kommt zu dem Schluss, dass für die Jahre 2001 und 2002 die ifo Geschäftserwartungen keine befriedigenden Ergebnisse im Rahmen eines bivariaten VAR-Modells liefern, obwohl der durchschnittliche relative RMSE bzgl. des Referenzmodells kleiner als 1 ist.

Schuhmacher und Dreger (2004) verwenden ein univariates Modell, um die Jahreswachstumsrate des Bruttoinlandsprodukts vorherzusagen. Im Vergleich zu einem AR(p)-Prozess als Referenzmodell besitzt das ifo Geschäftsklima für einen Prognosehorizont von vier Quartalen eine bessere Prognosegüte, jedoch erweist sich erneut, dass dieser Unterschied nicht statistisch signifikant ist.

Einen komplett anderen Ansatz verfolgen Mitnik und Zadrozny (2005). Sie verwenden ein neues multivariates Zeitreihenmodell, welches erlaubt, Zeitreihen unterschiedlicher Frequenzen gleichzeitig zu schätzen. Dies hat den Vorteil, dass die Indikatoren nicht aggregiert werden müssen und so keine Informationen verloren gehen. Mit Hilfe dieses Ansatzes zeigen Mitnik und Zadrozny (2005), dass das ifo Geschäftsklima und seine Bestandteile erheblich zur Verbes-

serung der Prognose des Bruttoinlandsprodukts beitragen. Das Prognosemaß Theil's U ist teilweise weit unter 1. Einen formalen Test auf systematische Verbesserung führen die Autoren jedoch nicht durch.

Ein univariates Prognosemodell wird in Kholodilin und Siliverstovs (2006) zur Prognose der annualisierten Wachstumsrate des BIP eingesetzt. Da sie einen Strukturbruch im Jahr 2001 in der Zeitreihe feststellen, untersuchen sie sowohl die Prognoseleistung vor dem Jahr 2001, für den Zeitraum 2001–2004 als auch für den gesamten Zeitraum. Es zeigt sich, dass das ifo Geschäftsklima und die Erwartungen für den Gesamtzeitraum für einen Prognosehorizont von ein und zwei Quartalen bessere Prognosen liefert als das Referenzmodell, was hier der langfristige Durchschnitt der Wachstumsrate der Bruttoinlandsprodukts ist. Die Analyse wurde auch mit den ersten Differenzen durchgeführt, und es zeigt sich, dass diese noch besser sind als die Ursprungszeitreihe. In dem Prognosezeitraum 1998:I bis 2001:I ist die Vorhersagequalität schlechter als im Bereich 2001:II bis 2004:IV. Die ifo-Indikatoren sind für die verschiedenen Zeiträume unter den besten sieben Indikatoren von 58 (inklusive der ersten Differenzen). Es zeigt sich, dass insbesondere die Differenzen erheblich zur Verbesserung der Prognose des BIP beitragen. Einen Test auf Signifikanz der Ergebnisse mit Hilfe des Diebold-Mariano-Tests führen die Autoren nicht durch, da sie der Ansicht sind, dass der Stichprobenumfang zu klein ist.

Das Gutachten des Sachverständigenrates (2006) kommt mit Hilfe eines univariaten Modells zu dem Schluss, dass das ifo Geschäftsklima und seine Bestandteile keine signifikant besseren Prognosen als das autoregressive Referenzmodell liefern. Die Ergebnisse seien »befriedigend«, da die Theil's U für bis zu sechs Quartale kleiner als 1 seien, aber nicht signifikant sind (Diebold-Mariano-Test). Die Prognosequalität hat zum Ende der Zeitreihen eher abgenommen. Es ist wichtig, darauf hinzuweisen, dass das Gutachten nur die Ergebnisse des ifo Konjunkturtest West verwendet. Ab 1991 beinhaltete die Referenzzeitreihe aber das gesamtdeutsche Bruttoinlandsprodukt.

Bei der Bewertung der Studien in dieser Kategorie muss noch beachtet werden, dass – der Diebold-Mariano-Test als Nullhypothese verwendet – die durchschnittlichen Prognosefehler der beiden untersuchten Modelle gleich sind. Wird diese Hypothese abgelehnt, ist eines der Modelle signifikant »besser«. Wird die Nullhypothese nicht abgelehnt, ergibt sich daraus aber noch nicht der Schluss, dass beide Modelle gleich gut prognostizieren. Dies rührt aus der generellen Konstruktionsweise solcher Tests her. Der Fehler, dass der Test die Nullhypothese nicht ablehnt, obwohl sie tatsächlich falsch ist, wird nicht kontrolliert.

Zu Beginn dieses Abschnitts wurde darauf verwiesen, dass der unterschiedlichen Messfrequenz der Zeitreihen Rech-

nung getragen werden muss. Gerade zu diesem Problem-bereich gibt es neuere Forschungsansätze, so dass hier in Zukunft ausgereifere Methoden zum Einsatz kommen könnten.

ifo-Befragungsergebnisse als Bestandteile anderer Indikatoren

Die ifo Konjunkturtestergebnisse werden nicht nur isoliert untersucht, sondern sind auch Bestandteil von zusammengesetzten Indikatoren. In den Handelsblatt-Indikator geht der ifo Geschäftsklimaindex für das verarbeitende Gewerbe mit einem Gewicht von 30% ein. Das ifo Geschäftsklima ist auch Bestandteil des deutschen Composite Leading Indicators der OECD. Letztere wurde u.a. in Kholodilin und Silverstovs (2006) untersucht.

Die ifo-Indikatoren fließen oftmals in so genannte Faktormodelle ein. In diesen werden einzelne Faktoren aus einer Vielzahl von Zeitreihen extrahiert, die dann als Konjunkturindikatoren verwendet werden. Die ifo-Indikatoren werden in Faktormodellen u.a. in Schumacher und Dreger (2004), Schumacher (2005), Schumacher und Breitung (2006) eingesetzt. In Schumacher und Dreger (2004) wird das ifo Geschäftsklima mit dem Faktormodell verglichen. Das Faktormodell liefert zwar relativ gesehen bessere Ergebnisse bzgl. des Referenzmodells als das Geschäftsklima, jedoch ist dieser Unterschied nicht statistisch signifikant.

Fazit

Das Einsatzgebiet von Konjunkturindikatoren ist sehr weit gesteckt. Es gibt zahlreiche Zielsetzungen, denen solche Indikatoren dienen sollen. Neben den verschiedenen Zielsetzungen werden in wissenschaftlichen Untersuchungen aber auch unterschiedliche Zielgrößen als Referenzzeitreihen und verschiedene methodische Ansätze verwendet. Aus diesem Umstand ergibt sich, dass eine Vielzahl von wissenschaftlichen Untersuchungen zum ifo Geschäftsklima, als einem der prominentesten Konjunkturindikatoren in Deutschland, existiert. Trotz der beachtlichen Anzahl von Studien sind die methodischen Möglichkeiten aber noch lange nicht ausgeschöpft. Die Resultate dieser Forschungsarbeiten sind wichtig, nicht nur für die Prognose an sich, sondern auch für das Verständnis der Indikatoren. Doch auch wenn das ifo Geschäftsklima häufig als ein nützlicher Indikator angesehen wird, sollte man sich bei der Verallgemeinerung einzelner Studienergebnisse in Bescheidenheit üben. Denn die Zielsetzungen, denen die Indikatoren dienen sollen, sind vielseitig. Auf der anderen Seite muss sich jede einzelne Untersuchung auf ein relativ enges Studiendesign beschränken, so dass man aus jeder einzelnen Analyse nicht auf die generelle »Prognosefähigkeit« der Indikatoren schließen soll-

te. Gerade das wird aber gerne getan, indem man aus den Ergebnissen einer spezifischen Versuchsanordnung schließt, welches »der beste«, »der bessere« oder ein »unbrauchbarer« Indikator ist.

Grundsätzlich könnte man versuchen, einen Indikator wie das ifo Geschäftsklima auf eine bestimmte enge Zielsetzung hin zu optimieren. Dies könnte etwa dadurch geschehen, dass die Unternehmensmeldung über ein zielgerichtetes Gewichtungsschema aggregiert wird, so dass sie für einen Zweck optimal ist. Auch die Quantifizierung der dreistufigen kategorialen Unternehmensmeldungen könnte zweckgebunden optimiert werden. Gerade die Quantifizierung kategorialer Umfrageergebnisse ist ein großes eigenständiges Forschungsgebiet. Aus der vorliegenden Literaturdarstellung soll es aber ausgegrenzt bleiben, da es ein eigenständiger Bereich ist. Das ifo Institut verwendet mit der so genannten Saldenmethode ein einfaches, aber sehr effektives Quantifizierungsverfahren. Es hat sich, wie die verwendete Methodik generell, als ein über viele Anwendungen und Zielsetzungen hinweg nützliches Verfahren bewährt. Zudem besitzt es den Vorteil, dass es ein luzides Verfahren ist, das auch durch Dritte nachvollzogen und interpretiert werden kann.

Der vorliegende Überblick über die wissenschaftliche Literatur zeigt, dass das ifo Geschäftsklima für viele Problemfelder der Konjunkturanalyse gewinnbringend eingesetzt werden kann. Diese Vielseitigkeit gepaart mit dem transparenten Konstruktionsprinzip sind sicherlich wesentliche Gründe für die Popularität des Geschäftsklimas.

Literatur

- Abberger, K. (2006), »ifo Geschäftsklima und Produktionsindex im verarbeitenden Gewerbe«, *ifo Schnelldienst* 59(21), 42–45.
- Bandholz, H. und M. Funke (2003), »In Search of Leading Indicators of Economic Activity«, *Journal of Forecasting* 22, 277–297.
- Benner, J. und C-P. Meier (2004), »Prognosegüte alternativer Frühindikatoren für die Konjunktur in Deutschland«, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 224, 637–652.
- Breitung, J. und D. Jagodzinski (2001), »Prognoseeigenschaften alternativer Indikatoren für die Konjunktur in Deutschland«, *Konjunkturpolitik* 47, 292–314.
- Claveria, O., E. Pons und R. Ramos (2006), »Business and consumer expectations and macroeconomic forecasts«, *International Journal of Forecasting*, forthcoming.
- Döpke, J. (1999), »Predicting Germany's Recessions with Leading Indicators – Evidence from Probit Models«, Kiel Working Paper No. 944.
- Döpke, J., J.W. Krämer und E. Langfeldt (1994), »Konjunkturelle Frühindikatoren in Deutschland«, *Konjunkturpolitik* 40, 133–153.
- Dreger C. und C. Schuhmacher (2005), »Out-of-sample Performance of Leading Indicators for the German Business Cycle – Single vs. Combined Forecasts«, *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis* 2, 71–87.
- Fritsche, U. und V. Kouzine (2005), »Prediction of in Germany«, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 225, 22–43.
- Fritsche, U. und S. Stephan (2002), »Leading Indicators of German Business Cycles – An Assessment of Properties«, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 222, 289–311.
- Funke, N. (1997), »Predicting Recessions: Some Evidence for Germany«, *Weltwirtschaftliches Archiv* 133, 90–102.
- Goldrian, G. (Hrsg., 2007), *Handbook Of Survey-Based Business Cycle Analysis*, Ifo Economic Policy Series, Edward Elgar, Cheltenham.

- Hamilton, J.D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton.
- Hinze, J. (2003), »Prognoseleistung von Frühindikatoren: Die Bedeutung von Frühindikatoren für Konjunkturprognosen – Eine Analyse für Deutschland«, HWWA Discussion Paper, No. 236.
- Hüfner, F.P. und M. Schröder (2002), »Prognosegehalt von ifo-Geschäftserwartungen und ZEW-Konjunkturerwartungen: Ein ökonometrischer Vergleich«, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 222, 316–336.
- Jacobs, J. und J.-E. Sturm (2005), »Do Ifo Indicators Help Explain Revisions in German Industrial Production«, in: J.-E. Sturm und T. Wollmershäuser (Hrsg.), *Ifo Survey Data in Business Cycle and Monetary Policy Analysis*, Physica-Verlag, Heidelberg, 93–114.
- Kholodilin, K.A. und B. Siliverstovs (2006), »On the Forecasting Properties of the Alternative Leading Indicators for the German GDP: Recent Evidence«, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 226, 234–259.
- Langmantel, E. (1999), »Das ifo Geschäftsklima als Indikator für die Prognose des Bruttoinlandsproduktes«, *ifo Schnelldienst* 52(16–17), 16–21.
- Lütkepohl, H. (2005), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer Verlag, Berlin.
- Mitnik, S. und P. Zadrozny (2005), »Forecasting Quarterly German GDP at Monthly Intervals Using Monthly Ifo Business Conditions Data«, in: J.-E. Sturm und T. Wollmershäuser (Hrsg.), *Ifo Survey Data in Business Cycle and Monetary Policy Analysis*, Physica-Verlag, Heidelberg, 19–48.
- Nierhaus, W. (1999), »Aus dem Instrumentenkasten der Konjunkturanalyse: Veränderungsraten im Vergleich«, *ifo Schnelldienst* 52(27), 11–19.
- Nierhaus, W. und J.-E. Sturm (2005), »Methoden der Wirtschaftsprognose und Konjunkturindikatoren«, in: G. Goldrian (Hrsg.), *Handbuch der umfragebasierten Konjunkturforschung*, ifo Beiträge zur Wirtschaftsforschung Nr. 15, ifo Institut, München, 271–301.
- Sachverständigenrat (2005), *Jahresgutachten 2005/2006*, »Die Chance Nutzen – Reformen mutig voranbringen«, erhältlich unter: www.sachverstaendigenrat-wirtschaft.de.
- Sachverständigenrat (2006), *Jahresgutachten 2006/2007*, »Widerstreitende Interessen – Ungenutzte Chancen«, erhältlich unter: www.sachverstaendigenrat-wirtschaft.de.
- Schuhmacher, C. (2005), »Forecasting German GDP using alternative factor models based on large data sets«, Bundesbank Discussion Paper No. 24.
- Schumacher, C. und J. Breitung (2006), »Real-time forecasting of GDP based on a large factor model with monthly and quarterly data«, Bundesbank Discussion Paper, No. 33.
- Schumacher, C. und C. Dreger (2004), »Estimating Large-Scale Factor Models for Economic Activity: Do They Outperform Simpler Models«, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 224, 731–750.
- Strigel, W.H. (1985), »Das ifo Geschäftsklima als Konjunkturindikator – Eine Retrospektive«, *ifo Studien* 31, 29–68.

Das ifo Geschäftsklima: Ein zuverlässiger Frühindikator der Konjunktur

Klaus Abberger und Wolfgang Nierhaus

Das ifo Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft ist ein viel beachteter Indikator für die Konjunktur in Deutschland. Im ifo Schnelldienst Nr. 3/2007 wurde bereits auf die speziellen Vorlaufeigenschaften des Geschäftsklimas an konjunkturellen Wendepunkten eingegangen (vgl. Abberger und Nierhaus 2007). Als Referenzreihe diente die zyklische Komponente des realen Bruttoinlandsprodukts (BIP). Im folgenden Beitrag sollen weitere wichtige Eigenschaften des Geschäftsklimas in Bezug auf die gesamtwirtschaftliche Produktion aufgezeigt werden. Neben einer Untersuchung im Zeitbereich erfolgt eine vertiefte Datenanalyse im Frequenzbereich.

Mit Konjunkturindikatoren soll das zyklische Wirtschaftsgeschehen in marktwirtschaftlichen Systemen möglichst zeitnah und zutreffend beschrieben werden. Konjunkturzyklen sind Schwankungen des Auslastungsgrades des gesamtwirtschaftlichen Produktionspotentials (*Wachstumszyklus*). Jeder Zyklus besteht aus einer Aufschwungs- und einer Abschwungsphase, wobei die einzelnen Phasen durch untere bzw. obere Wendepunkte miteinander verbunden sind. Aufschwungsphasen sind dadurch gekennzeichnet, dass die laufende Wachstumsrate der gesamtwirtschaftlichen Produktion gegenüber der Vorperiode über der des Produktionspotentials liegt (zunehmende Kapazitätsauslastung), Abschwungsphasen umfassen sowohl Phasen mit absolut sinkender Produktionstätigkeit als auch Phasen mit – gemessen an der Potentialrate – unterdurchschnittlich zunehmender Produktionstätigkeit (abnehmende Kapazitätsauslastung). Obere Wendepunkte sind dort, wo die Kapazitätsauslastung maximal ist, untere Wendepunkte dort, wo die Kapazitätsauslastung ihr Minimum hat. Interpretiert man den *Trendwert* des realen Bruttoinlandsprodukts (BIP) als eine nichtstrukturelle Schätzung des Produktionspotentials, so lässt sich der Konjunkturzyklus äquivalent an der Abweichung des BIP vom Trend messen. Die Wendepunkte werden nunmehr durch den maximalen Abstand des BIP vom Trend definiert.

Konjunkturindikatoren lassen sich nach ihrem zeitlichen Zusammenhang mit dem zyklischen Geschehen in vorlaufende (*leading*), gleichlaufende (*coincident*) und nachlaufende (*lagging*) Indikatoren klassifizieren. Von besonderer Wichtig-

keit sind naturgemäß die vorlaufenden Indikatoren (*sog. Frühindikatoren*). Ein besonders prominenter Frühindikator für die konjunkturelle Entwicklung in Deutschland ist das *ifo Geschäftsklima*. Es wird als Mittelwert aus den beiden Komponenten »Geschäftslage« und »Geschäftserwartungen für die nächsten sechs Monate« berechnet. Die beiden Komponenten spiegeln die gegenwärtige Situation und die Aussichten der im Konjunkturtest befragten Unternehmen wider. Sie werden deshalb miteinander verbunden, um sichtbar machen zu können, aus welcher konjunkturellen Situation heraus eine bestimmte Antizipation abgegeben wird.¹ So bedeutet die Antizipation »etwa gleich bleiben« in einer Boomphase naturgemäß etwas anderes als in einer Rezession, nämlich Fortdauer des Booms oder Fortdauer der Rezession (vgl. Goldrian und Strigel 1989, 360).

Im Folgenden soll auf die Qualität des ifo Geschäftsklimas *für die gewerbliche Wirtschaft* (hochaggregiertes Ergebnis für die Bereiche Industrie, Bauhauptgewerbe, Groß- und Einzelhandel) als konjunktureller Frühindikator eingegangen werden. Als Referenzreihe wird das vierteljährliche *reale Bruttoinlandsprodukt* (BIP) im Zeitraum 1970 bis 2006 herangezogen. Da es amtliche BIP-Werte vor dem Jahr 1991 nur für Westdeutschland gibt, werden die fehlenden gesamtdeutschen Werte durch

¹ Konkret wird das ifo Geschäftsklima nach der Formel $[(GL + 200)(GE + 200)]^{1/2} - 200$ ermittelt, wobei GL den Saldo aus den positiven und negativen Meldungen zur aktuellen Geschäftslage bezeichnet und GE den Saldo aus den positiven und negativen Meldungen zu den Geschäftsaussichten in den nächsten sechs Monaten. Zur Vermeidung von negativen Werten in der Wurzel werden die Variablen GL und GE jeweils um die Konstante 200 erhöht.

entsprechende Verkettung west- bzw. gesamtdeutscher Zeitreihenwerte generiert. Zur Extraktion der zyklischen Komponente des realen BIP ist der bekannte *Baxter-King-Filter* eingesetzt worden. Als Zyklus wurde die Summe aller Komponenten der Zeitreihe mit Schwingungen zwischen 6 und 32 Quartalen (= 1,5 bis 8 Jahre) angesetzt, die Länge des Baxter-King-Filters beträgt zwölf Quartale (= 3 Jahre). Diese Einstellungen entsprechen den in der Literatur üblichen Empfehlungen für einen in der Praxis nahezu optimalen Filter.² Eine zusätzliche Trendbereinigung des (in Vierteljahreswerte transformierten) Geschäftsklimas war nicht erforderlich, weil die Zeitreihe von der Konzeption her stationär ist.

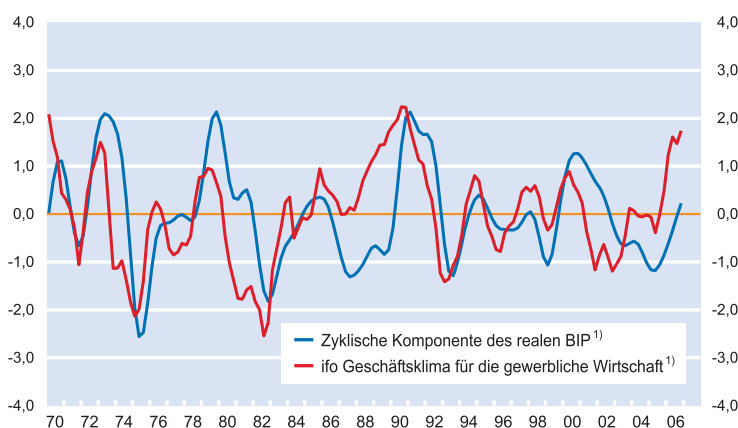
Ergebnisse für das Geschäftsklima

Abbildung 1 zeigt, dass der Verlauf der beiden Zeitreihen im Zeitraum 1970 bis 2006 recht ähnlich ist; es manifestiert sich ein relativ enger Zusammenhang. Am aktuellen Rand offenbaren die Reihen seit dem Jahr 2005 eine deutliche Aufwärtstendenz. Weiterhin wird sichtbar, dass das ifo Geschäftsklima der zyklischen Komponente des realen BIP mehr oder weniger vorausleitet und Wendepunkte frühzeitig signalisiert. Rein optisch vermag das Geschäftsklima in der betrachteten Zeitspanne alle nach dem sog. *Bry-Boschan-Verfahren* datierten Wendepunkte der BIP-Referenzreihe anzuzeigen (vgl. Abberger und Nierhaus 2007).

Der *durchschnittliche* Verlauf des ifo Geschäftsklimas im betrachteten Zeitfenster 1970 bis 2006 kann mit einem Kreuz-

Abb. 1

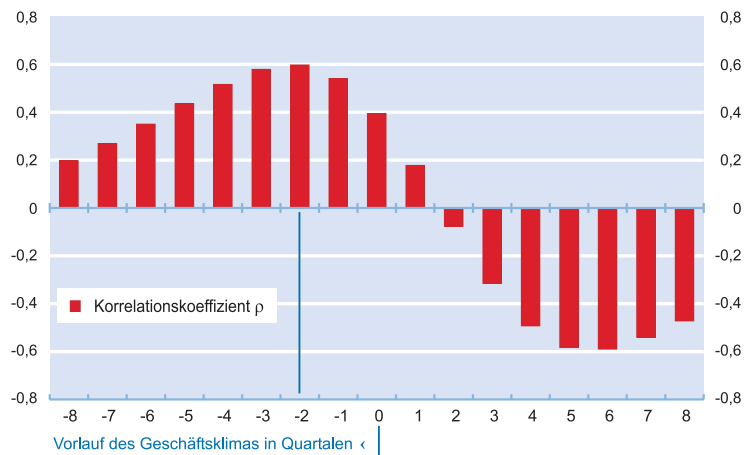
ifo Geschäftsklima und zyklische Komponente des realen Bruttoinlandsprodukts



Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Konjunkturtest; Berechnungen des ifo Instituts.

Abb. 2

Kreuzkorrelogramm: ifo Geschäftsklima und zyklische Komponente des realen Bruttoinlandsprodukts



Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Konjunkturtest; Berechnungen des ifo Instituts.

korrelogramm bestimmt werden. Unter einem Kreuzkorrelogramm versteht man eine graphische Darstellung von Korrelationen in Abhängigkeit von der Zeit. Das hier präsentierte Kreuzkorrelogramm zwischen dem ifo Geschäftsklima und der zyklischen Komponente des realen BIP (vgl. Abb. 2) ergibt sich auf folgende Weise: Zunächst wird das Geschäftsklima auf der Zeitachse nach links verschoben (konkret: um acht Quartale) und in dieser Konstellation mit der Referenzreihe korreliert. Das Ergebnis (hier: der Korrelationskoeffizient ρ_{-8}) bildet die erste Säule im Koordinatensystem. Danach wird das Geschäftsklima auf der Zeitachse schrittweise um jeweils ein Quartal nach rechts verschoben, wobei der Korrelationskoeffizient stetig zunimmt. Der engste Zusammenhang des ifo Geschäftsklimas mit der zyklischen Komponente des realen BIP – gemessen am Maximum des Korrelationskoeffizienten – ergibt sich bei einem Vorlauf von zwei Quartalen; die Korrelation beträgt hier 0,6. Anzumerken ist bei diesen Berechnungen, dass der verwendete Kreuzkorrelationschätzer asymptotisch unverzerrt und konsistent ist. Für gegen unendlich gehende Stichproben-

² Der Baxter-King-Filter ist ein *symmetrischer* Filter, der aus einer Zeitreihe nicht nur die niederfrequente Trendkomponente entfernt, sondern auch die hochfrequente irreguläre Komponente. Um auch an den Rändern einen symmetrischen Filter zu haben, wurden am Anfang und Ende der BIP-Zeitreihe zusätzliche Reihenwerte generiert. Die »backcasts« und »forecasts« wurden mit Hilfe von autoregressiven Modellen (AR) erzeugt, die Lag-Länge wurde automatisch über das Akaike-Informationskriterium (AIC) gewählt. Für die erforderliche Eliminierung der Saisonkomponente wurde das Census-X12-ARIMA Verfahren (mit den reihen-spezifischen Steuerungsoptionen der Deutschen Bundesbank) ausgewählt.

umfänge besitzt der Schätzer daher die üblicherweise geforderten Eigenschaften. Bekannt ist, dass die Varianz des Schätzers von den Autokorrelationsfunktionen der beiden Eingangszeitreihen abhängt und recht groß sein kann (vgl. Chatfield 2004, 158). Sollen die Kreuzkorrelationen auf Signifikanz getestet werden, empfiehlt es sich daher, die Eingangszeitreihen geeignet zu filtern. Dieses Verfahren wird in der englischsprachigen Literatur als »prewhitening« bezeichnet. Da im vorliegenden Artikel jedoch die Schätzung der Kreuzkorrelationen im Vordergrund steht, wurde auf diese Filterung verzichtet.

In der Praxis der Konjunkturanalyse ist zu beachten, dass zu dem durchschnittlichen Vorlauf des ifo Geschäftsklimas noch ein weiterer Vorlauf durch die verschiedenen Publikationszeitpunkte hinzukommt: Die ifo-Ergebnisse (für den Quartalsdurchschnitt) sind rund 1 1/2 Monate vor den amtlichen BIP-Daten bekannt. Zudem unterliegen sie in aller Regel keinen weiteren Revisionen. Bei den ersten Veröffentlichungen des BIP durch das Statistische Bundesamt ist die amtliche Datengrundlage dagegen häufig noch unvollständig. Die vorläufigen Ergebnisse werden deshalb mehrmals überarbeitet, um neu verfügbare Informationen einzuarbeiten. Endgültige Ergebnisse des BIP liegen daher erst nach rund vier Jahren vor.

Differenzierter als im Zeitbereich lässt sich der Zusammenhang zwischen dem ifo Geschäftsklima und der zyklischen Komponente des realen BIP durch eine *Spektralanalyse* im Frequenzbereich untersuchen.³ Die Spektralanalyse ist ein Hilfsmittel, mit dem stationäre Zeitreihen in Schwingungskomponenten unterschiedlicher Frequenzen zerlegt werden können. Die *Spektraldichte* gibt den Beitrag einer bestimmten Frequenz zur Gesamtvarianz der Zeitreihe an. Sie erlaubt somit eine Abschätzung der relativen Wichtigkeit eines Frequenzbereichs in Bezug auf die Gesamtvarianz. Mit Hilfe der *bivariaten* Spektralanalyse wird entsprechend die Kovarianz zweier Zeitreihen in Frequenzanteile zerlegt. Allerdings kann das resultierende Kreuzspektrum nicht in gleicher Weise wie die Spektraldichte als Zerlegung im Frequenzbereich interpretiert werden. Um den Zusammenhang zwischen zwei Zeitreihen im Frequenzbereich zu beschreiben, müssen verschiedene Funktionen, die aus dem Kreuzspektrum abgeleitet sind, betrachtet werden.

Zwei solche abgeleitete Funktionen sind die Kohärenz und das Phasenspektrum (vgl. Shumway und Stoffer 2000, Kap. 3). Die *Kohärenz* kann – analog zum quadrierten Korrelationskoeffizienten – als quadratische Korrelation zwischen den beiden Zeitreihen in verschiedenen Frequenzbereichen interpretiert werden. Sie gibt allerdings keine Auskunft über

die relative Lage der beiden Zeitreihen zueinander. Genau dies leistet das *Phasenspektrum*. Mit dem Phasenspektrum wird gemessen, ob die Schwingungskomponenten beider Zeitreihen zeitlich verschoben sind, d.h. ob gegebenenfalls ein Vor- bzw. Nachlauf besteht. Negative Werte des Phasenspektrums implizieren im Allgemeinen einen Vorlauf, positive Werte einen Nachlauf.

Die beiden oberen Graphiken in Abbildung 3 enthalten die (logarithmierten und transformierten) Spektraldichteschätzungen für die Einzelzeitreihen *ifo Geschäftsklima* bzw. *zyklische Komponente des realen BIP*. In beiden Reihen ist deutlich erkennbar, dass die längerfristigen (Konjunktur-)Komponenten mit Schwingungen zwischen 6 und 32 Quartalen (= 1,5 bis 8 Jahre) erwartungsgemäß den Hauptanteil zur Varianz beisteuern. Kürzerfristige Komponenten in einem Frequenzbereich, dem umgerechnet Schwingungen von unter 1 1/2 Jahren entsprechen⁴, spielen für die Gesamtvarianz in beiden Reihen jeweils nur eine untergeordnete Rolle. Dies gilt vor allem für die zyklische Komponente des realen Bruttoinlandsprodukts, deren hochfrequente Bewegungsanteile vom symmetrischen Baxter-King-Filter nahezu vollständig extrahiert werden.

Die Graphik unten links in Abbildung 3 zeigt die geschätzte *Kohärenz*. Sie ist ein Maß für den linearen Zusammenhang zwischen den zwei Zeitreihen innerhalb eines bestimmten Frequenzbereichs. Sie hat die gleichen Eigenschaften wie das Quadrat des Korrelationskoeffizienten. Die Kohärenz kann Werte zwischen 0 und 1 annehmen, wobei letzter Wert bei einem exakt linearen Zusammenhang erreicht wird (vgl. König und Wolters 1972, 123). Sie ist darüber hinaus invariant bezüglich linearer Transformationen. Im konjunkturellen Schwingungsbereich offenbart die hier vorgenommene Schätzung einen *signifikanten* Zusammenhang zwischen dem ifo Geschäftsklima und der zyklischen Komponente des realen BIP. Die kritischen Werte eines approximativen F-Tests auf Kohärenz zum Signifikanzniveau 0,01 (= grüne Linie) bzw. 0,05 (= gelbe Linie) werden in diesem Schwingungsintervall deutlich überschritten; d.h. die Nullhypothese auf Nichtkohärenz wird abgelehnt. Die *durchschnittliche Kohärenz* zwischen den beiden Zeitreihen beträgt 0,72, wenn über alle Werte gemittelt wird, die bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit 5% signifikant positiv sind. Bei der strengeren Irrtumswahrscheinlichkeit von 1% beläuft sich die durchschnittliche Kohärenz auf 0,74.

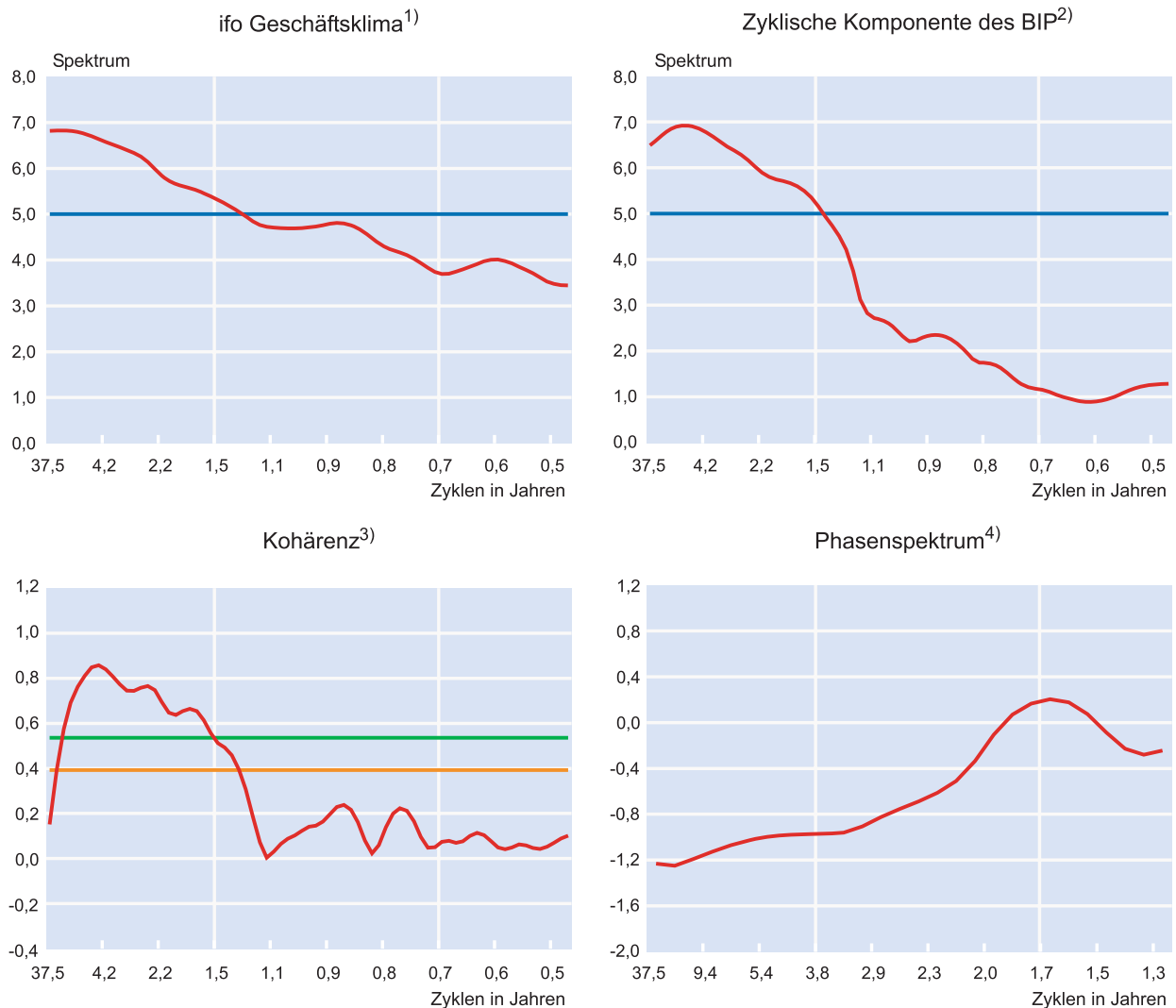
Das Phasendiagramm unten rechts in Abbildung 3 enthält eine Schätzung des Phasenspektrums. Mit diesem Instrument kann gemessen werden, ob die zyklischen Komponenten der beiden Zeitreihen zeitlich verschoben sind. Die

³ Eine vergleichbare spektralanalytische Untersuchung zwischen dem ifo Geschäftsklima und dem Nettoproduktionsindex findet sich bei Wolters und Lankes (1989).

⁴ Die geschätzte Spektraldichte dieser Komponenten ist dem Originalwert nach kleiner als 0,1, was umgerechnet Werten unterhalb der **blauen** Linie entspricht.

Abb. 3

Spektralanalyse der Zeitreihen



1) Logarithmierte und transformierte Spektraldichteschätzung für das ifo Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft. Werte unterhalb der blauen Linie entsprechen einer geschätzten Spektraldichte von $< 0,1$.- 2) Logarithmierte und transformierte zyklische Komponente des realen BIP; berechnet mit dem Baxter-King-Filter. Werte unterhalb der blauen Linie entsprechen einer Spektraldichte von $< 0,1$.- 3) Quadratische Korrelation zwischen den beiden Zeitreihen in verschiedenen Frequenzbereichen. Die grüne (gelbe) Linie markiert den kritischen Wert eines approximativen F-Tests auf Kohärenz zum Signifikanzniveau 0,01 (Signifikanzniveau 0,05).- 4) Das Phasenspektrum gibt die Phasenverschiebung der Schwingungskomponenten der beiden Zeitreihen an. Negative (positive) Werte implizieren einen Vorlauf (Nachlauf).

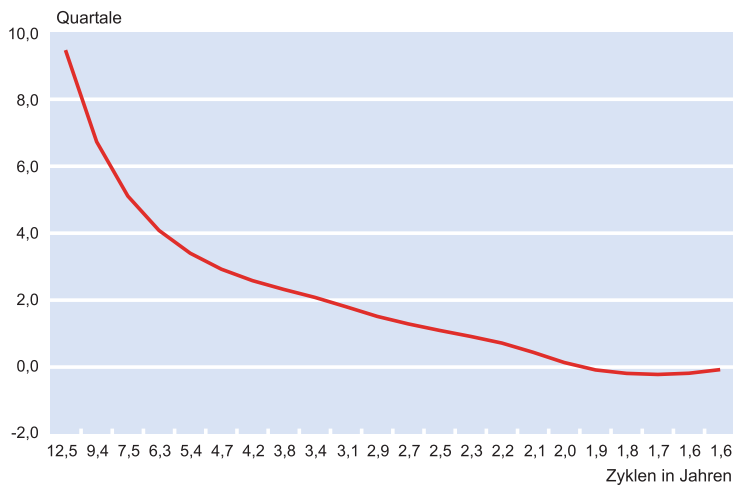
Quelle: Statistisches Bundesamt, ifo Konjunkturtest, Berechnungen des ifo Instituts.

deutlich negativen Werte im konjunkturrelevanten Schwingungsbereich deuten auf einen merklichen Vorlauf des ifo Geschäftsklimas in Bezug auf die zyklische Komponente des realen BIP hin. Allerdings können die Werte des Phasenspektrums nicht unmittelbar in den Zeitbereich, d.h. in einen Vorlauf in Quartalen, übertragen werden. Für einen linearen Filter, der nur aus der zeitlichen Verschiebung von zwei Zeitreihen besteht, lässt sich jedoch eine einfache Funktion angeben, die das Phasenspektrum in einen zeitlichen Vorlauf transformiert.⁵ Abbildung 4 zeigt den *in Quartalen* gemessenen Vorlauf, der einer bestimmten Schwingungs-

komponente des ifo Geschäftsklimas im Vergleich zur BIP-Referenzreihe zugeordnet werden kann. Das betrachtete Schwingungsfenster wird hier durch alle Zyklen markiert, für die der approximative F-Test auf Kohärenz (zum Signifikanzniveau 0,05) signifikante Werte liefert. Im konjunkturrelevanten Schwingungsbereich beträgt der maximale Vorlauf fünf Quartale, er wird bei Acht-Jahresschwingungen

⁵ Für zwei Zeitreihen $x(t)$ und $y(t)$ mit $y(t) = a \cdot x(t - D)$, wobei a einen konstanten Faktor und D die zeitliche Verschiebung bezeichnet, gilt: $\phi(v) = -2 \cdot \pi \cdot v \cdot D$. Hierbei steht v für die Frequenz und $\phi(v)$ für das Phasenspektrum zur Frequenz v .

Abb. 4
Vorlauf des ifo Geschäftsklimas
vor der zyklischen Komponente des realen BIP



Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Konjunkturtest; Berechnungen des ifo Instituts.

erreicht. Schließlich lässt sich aus den Ordinatenwerten der Abbildung 4 der Vorlauf des ifo Geschäftsklimas im Durchschnitt der betrachteten Zyklen ermitteln; er beträgt 2,1 Quartale. Zieht man zur Auswahl des Schwingungsfensters das strengere Signifikanzniveau 0,01 heran, so sinkt der durchschnittliche Vorlauf des Geschäftsklimas nur unwesentlich auf 1,9 Quartale.

Fazit

Das ifo Institut führt seit seiner Gründung im Jahr 1949 regelmäßig Urteils- und Tendenzbefragungen bei den Unternehmen durch. Mit diesem »Herzstück des ifo Instituts« (vgl. Nerb 2004, 2) wurde ein gänzlich neues Feld der statistischen und ökonomischen Forschung beschriftet: »One of the most remarkable postwar developments in the statistical field has been the attempt to collect data on entrepreneurial anticipations« (Anderson jun. et al. 1958). Bereits Mitte der sechziger Jahre wurde das ifo Geschäftsklima aus den beiden Befragungskomponenten »Geschäftslage« und »Geschäftserwartungen für die nächsten sechs Monate« konzipiert. Ausgangspunkt für den Ansatz, die Informationen über die Geschäftsbeurteilung und die Geschäftserwartungen zu einem gemeinsamen Aggregat, dem Geschäftsklima, zusammenzufassen, war die Einschätzung, dass beide Variablen allein das konjunkturelle Klima nicht hinreichend widerspiegeln (vgl. Strigel 1971). Denn die Beurteilung der derzeitigen Geschäftslage sollte durch die Erwartung der Unternehmen über die künftige Entwicklung ergänzt werden, um die konjunkturellen Kräfte richtig zu erfassen. Umgekehrt sollte jede Beobachtung der Geschäftserwartungen um die Einschätzung der aktuellen Situation erweitert werden. Das Geschäftsklima kann in die

Kategorie der *Diffusionsindizes* eingeordnet werden.⁶ Im Gegensatz zu den üblichen aus der quantitativen Statistik gewonnenen Diffusionsindizes werden im ifo Konjunkturtest die einzelnen Meldungen bei der Zusammenfassung zu Produktgruppen und Hauptaggregaten jedoch gewichtet. Ein weiterer Unterschied besteht darin, dass nicht nur der Prozentsatz steigender bzw. fallender Meldeanteile berechnet wird, sondern auch der Prozentsatz für »keine Veränderung« sowie der »Saldo aus positiven und negativen Meldeanteilen« (vgl. Strigel 1972, 194 f.). Heute beruhen die monatlich veröffentlichten Ergebnisse für das *ifo Geschäftsklima in der gewerblichen Wirtschaft* (hochaggregiertes Ergebnis für die Bereiche Industrie, Bauhauptgewerbe, Groß- und Einzelhandel) auf ca. 7 000 Meldungen von Unternehmen dieses Berichtskreises.

Die hier präsentierten Berechnungen zeigen, dass der Ausgabewert des ifo Geschäftsklimas hinsichtlich der deutschen Konjunktur – zieht man als *Referenzreihe* die zyklische Komponente des vierteljährlichen realen Bruttoinlandsprodukts heran – sehr gut abschneidet (die zyklische Komponente des realen BIP wurde mit dem *Baxter-King*-Filter extrahiert). Der Verlauf der beiden Zeitreihen ist im hier betrachteten Untersuchungszeitraum 1970 bis 2006 recht ähnlich, zudem eilt das ifo Geschäftsklima der zyklischen Komponente des realen BIP voraus und signalisiert die Wendepunkte dieser Reihe – wenn auch nicht mit einem konstanten Vorlauf – im Durchschnitt frühzeitig (vgl. Abberger und Nierhaus 2007). Eine Kreuzkorrelogramm-Analyse zeigt, dass sich der engste Zusammenhang zwischen den beiden Zeitreihen bei einem Vorlauf des ifo Geschäftsklimas von zwei Quartalen ergibt.⁷

⁶ Diffusionsindizes beantworten die Frage: Wie viel Prozent einer bestimmten Gesamtzahl von Zeitreihen steigen bzw. sinken zu einem bestimmten Zeitpunkt im Zyklus? Das Ausmaß der Richtungsänderung wird dabei nicht quantifiziert.

⁷ In einer jüngst vorgelegten Studie kommt die Deutsche Bundesbank mit Hilfe einer vergleichbaren Kreuzkorrelogramm-Analyse für den Zeitraum 1991 bis 2006 zu dem Ergebnis, dass sich das ifo Geschäftsklima bezüglich der Vorjahresrate des realen, kalenderbereinigten BIP lediglich koinzident verhält, also keinen Vorlauf zeigt. Dieser Effekt wird durch die Transformation der BIP-Reihe in Wachstumsraten zum Vorjahresquartal verursacht. Vorjahresvergleiche sind das Ergebnis einer asymmetrischen Filterung und deshalb phasenverschoben. Die Phasenverschiebung nimmt mit der Schwingungsdauer der Bewegungsanteile zu. Hat die konjunkturelle Dynamik einen relativ hohen Anteil an der Varianz einer Reihe, so kann die durchschnittliche Phasenverschiebung mehrere Monate erreichen (z.B. bei einer Reihe mit einer konjunkturellen Schwingungsdauer von 48 Monaten genau 6 Monate). Durch die asymmetrische Filterung werden die transformierte BIP-Reihe und ihre konjunkturellen Wendepunkte auf der Zeitachse nach hinten verschoben, der tatsächliche Vorlauf des ifo Geschäftsklimas wird dadurch verschleiert. Ein Vorlauf des ifo Geschäftsklimas kann in diesem Fall dadurch wiederhergestellt werden, dass es ebenfalls zu Vorjahresraten transformiert wird und somit den gleichen asymmetrischen Filter durchläuft wie das BIP (vgl. o.V. 2006; Goldrian 2005).

Differenzierter als im *Zeitbereich* lässt sich der Zusammenhang zwischen dem ifo Geschäftsklima und der zyklischen Komponente des realen BIP durch eine Spektralanalyse im *Frequenzbereich* untersuchen. Mit Hilfe der Spektralanalyse können stationäre Zeitreihen in Schwingungskomponenten unterschiedlicher Frequenzen zerlegt werden. Die *Spektraldichte* gibt den Beitrag einer bestimmten Frequenz zur Gesamtvarianz der Zeitreihe an. Es zeigt sich, dass in beiden analysierten Zeitreihen die längerfristigen (Konjunktur-)Komponenten mit Schwingungen zwischen 6 und 32 Quartalen (= 1,5 bis 8 Jahre) den Hauptanteil zur Varianz beitragen; beide Reihen weisen damit ein ähnliches Schwingungsverhalten auf. Zudem besteht in diesem wichtigen Schwingungsbereich ein *signifikanter* Zusammenhang zwischen den beiden Reihen; die kritischen Werte eines approximativen F-Tests auf *Kohärenz* werden bei den üblichen Signifikanzniveaus 0,01 und 0,05 deutlich überschritten. Das *Phasenspektrum* zeigt, dass das ifo Geschäftsklima im konjunkturrelevanten Schwingungsbereich einen merklichen Vorlauf hat. Ergänzende Berechnungen ergeben, dass in diesem Schwingungsfenster der Vorlauf des ifo Geschäftsklimas in Bezug auf die zyklische Komponente des realen BIP bei rund zwei Quartalen liegt.

Alles in allem weist das *ifo Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft* das gleiche Schwingungsverhalten auf wie die zyklische Komponente des realen BIP; darüber hinaus zeigt sich im konjunkturrelevanten Schwingungsbereich ein signifikanter Zusammenhang. Der durchschnittliche Vorlauf des ifo Indikators beträgt im Zeit- wie im Frequenzbereich rund zwei Quartale. Für die Konjunkturanalyse ist zudem wichtig, dass zum statistischen Vorlauf des ifo Indikators noch ein technischer Vorlauf durch die verschiedenen Publikationszeitpunkte hinzukommt. So sind die ifo Geschäftsklima-Ergebnisse für ein abgelaufenes Quartal 1 1/2 Monate vor den amtlichen BIP-Daten bekannt. Zudem unterliegen sie in aller Regel keinen weiteren Revisionen. Außerdem enthält das ifo Geschäftsklima keinen Trend; es zeigt also bis auf saisonale und zufällige Einflüsse die »reine« Konjunktur.

Naturgemäß kann der auf qualitativen Tendenzangaben von Unternehmen beruhende ifo Indikator die quantitativen Angaben des Statistischen Bundesamtes nicht ersetzen. Es ist schließlich die Aufgabe des Amtes, das reale Bruttoinlandsprodukt möglichst genau zu ermitteln, d.h. möglichst übereinstimmend mit dem wahren quantitativen Wert (vgl. Statistisches Bundesamt 2006). Für die Konjunkturanalyse ergänzen die ifo-Befragungsergebnisse die amtlichen Daten jedoch in optimaler Weise. Denn sie informieren *frühzeitig* über die *Richtung* der Wirtschaftsentwicklung insgesamt als auch in über 150 Branchen. Zudem lassen sich Einschätzungen über die *Intensität* der wirtschaftlichen Aktivität machen. Die große zeitliche Persistenz des ifo Konjunkturtests und der Umstand, dass in

den vergangenen drei Jahrzehnten nicht ein einziger Monat war, in dem das ifo Institut seine Indexwerte nicht pünktlich veröffentlicht hätte, haben weltweit ein Vertrauen in die Qualität des Geschäftsklimaindexes geschaffen, für das es unter den Konjunkturindikatoren nur wenige vergleichbare Beispiele gibt.

Literatur

- Abberger, K. und W. Nierhaus, »Das ifo Geschäftsklima und Wendepunkte der deutschen Konjunktur«, *ifo Schnelldienst* 60(3), 26–31.
- Anderson jun. O., R.K. Bauer, H. Führer, J.P. Petersen und M. Wolfsteiner (1958), »Short-Term Entrepreneurial Reaction Patterns«, *Weltwirtschaftliches Archiv* 81, 243–264.
- Chatfield, C. (2004), *The Analysis of Time Series*, Chapman&Hall/CRC, Boca Raton London New York Washington, D.C.
- Goldrian, G. (2005), »Eine Anmerkung zur Aussagekraft von Wachstumsraten«, *ifo Schnelldienst* 58(13), 47–48.
- Goldrian, G. und W.H. Strigel (1989), »Nationale Gesamtindikatoren auf der Basis von Konjunkturumfragen«, in: K.H. Oppenländer und G. Poser (Hrsg.), *Handbuch der ifo Umfragen*, Duncker&Humblodt, Berlin, München, 358–372.
- König, H. und J. Wolters (1972), *Einführung in die Spektralanalyse ökonomischer Zeitreihen*, Verlag Anton Hain, Meisenheim am Glan.
- Nerb, G. (2004), »Bedeutung von repräsentativen Unternehmensbefragungen für die empirische Konjunkturforschung«, in: G. Goldrian (Hrsg.), *Handbuch der umfragebasierten Konjunkturforschung*, ifo Beiträge zur Wirtschaftsforschung Bd. 15, ifo Institut für Wirtschaftsforschung, München, 2–14.
- O.V. (2006), »Wie robust ist der Zusammenhang zwischen ifo Geschäftsklima und gesamtwirtschaftlicher Aktivität?«, *Monatsberichte der Deutschen Bundesbank*, November, 40–41.
- Shumway, R.H. und D.S. Stoffer (2000), *Time Series Analysis and Its Applications*, Springer, Berlin, Heidelberg.
- Statistisches Bundesamt, Sitzung des Fachausschusses Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, 2. November 2006, TOP 1, Qualitätsmessung in den VGR.
- Strigel, W.H. (1971), »Indikatoren zur Konjunkturdiagnose – zwei Versuche«, *ifo Schnelldienst* 22(5), 5–8.
- Strigel, W.H. (1972), »Konjunkturindikatoren aus qualitativen Daten«, *ifo Studien* 10(2), 185–214.
- Wolters, J. und F. Lankes (1989), »Das Ifo-Geschäftsklima als Konjunkturindikator«, *ifo Studien* 35(2–4), 198–209.

Das ifo Geschäftsklima und Wendepunkte der deutschen Konjunktur

26

Klaus Abberger und Wolfgang Nierhaus

Das ifo Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft ist ein viel beachteter Frühindikator für die Konjunktur in Deutschland. Im folgenden Beitrag soll auf die speziellen Vorlaufeigenschaften dieses Indikators an konjunkturellen Wendepunkten eingegangen werden. Als Referenzreihe wird die zyklische Komponente des saisonbereinigten realen Bruttoinlandsprodukts herangezogen. Die Datierung der Wendepunkte erfolgt mit dem am National Bureau of Economic Research (NBER) entwickelten Bry-Boschan-Verfahren.

Mit Konjunkturindikatoren soll das zyklische Wirtschaftsgeschehen in marktwirtschaftlichen Systemen möglichst zeitnah und zutreffend beschrieben werden. Konjunkturzyklen sind Schwankungen des Auslastungsgrades des gesamtwirtschaftlichen Produktionspotentials (*Wachstumszyklus*).¹ Jeder Zyklus besteht aus einer Aufschwungs- und einer Abschwungsphase, wobei die einzelnen Phasen durch untere bzw. obere Wendepunkte miteinander verbunden sind. Aufschwungsphasen sind dadurch gekennzeichnet, dass die laufende Wachstumsrate der gesamtwirtschaftlichen Produktion (gegenüber der Vorperiode) über der des Produktionspotentials liegt (zunehmende Kapazitätsauslastung), Abschwungsphasen umfassen sowohl Phasen mit absolut sinkender Produktionstätigkeit als auch Phasen mit – gemessen an der Potentialrate – unterdurchschnittlich zunehmender Produktionstätigkeit (abnehmende Kapazitätsauslastung). Im Wachstumszyklus beginnt eine Ab-

schwungsphase also nicht, wenn die laufende Wachstumsrate ihr Maximum überschritten hat, sondern erst dann, wenn sie unter die Rate des Potentialwachstums fällt. Obere Wendepunkte in Wachstumszyklen finden sich dort, wo die gesamtwirtschaftliche Kapazitätsauslastung am größten ist, untere Wendepunkte dort, wo der Auslastungsgrad am kleinsten ist.

Konjunkturindikatoren lassen sich nach ihrem zeitlichen Zusammenhang mit dem Zyklus in vorlaufende (*leading*), gleichlaufende (*coincident*) und nachlaufende (*lagging*) Indikatoren unterscheiden. Von besonderer Wichtigkeit für die Konjunkturanalyse sind die vorlaufenden Indikatoren (sog. *Frühindikatoren*). Ein guter Frühindikator zeichnet sich dadurch aus, dass seine Wendepunkte möglichst frühzeitig und deutlich (d.h. ohne Fehlalarme) die Wendepunkte in der Wirtschaftsentwicklung signalisieren. Darüber hinaus sollte der Vorlauf stabil sein, so dass relativ sicher abgeschätzt werden kann, wie frühzeitig das Signal des Indikators erfolgt. Schließlich sollten die Ergebnisse zeitnah vorliegen und nach der Veröffentlichung keinen größeren Revisionen unterliegen (vgl. Abberger und Wohlrabe 2006).

Ein viel beachteter Frühindikator für die konjunkturelle Entwicklung in Deutschland ist das *ifo Geschäftsklima*. Das ifo Institut führt seit seiner Gründung im Jahre 1949 regelmäßig Unternehmensbefragungen durch. Bereits in der Mitte der sechziger Jahre wurde auf der Basis des monatlich durchgeführten ifo Konjunkturtests das Geschäftsklima als konjunktureller Frühindikator entwickelt (vgl. Strigel 1965, 140). Das Geschäftsklima wird als Mittelwert aus den beiden Komponenten »Geschäftslage« und

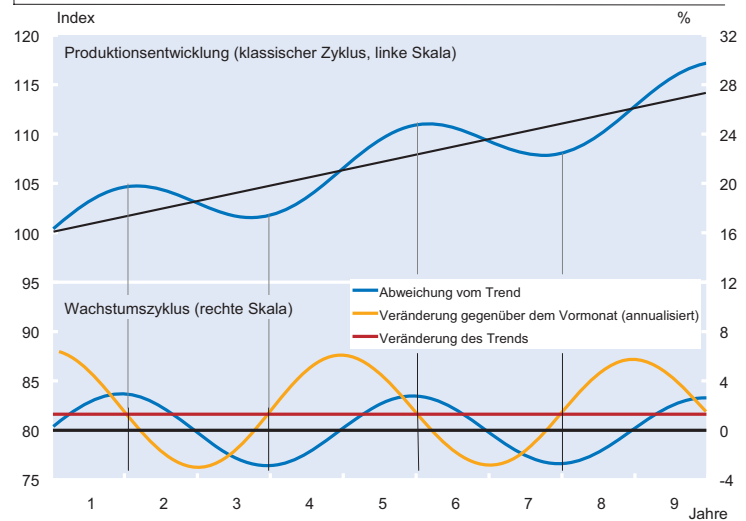
¹ Konjunkturzyklen können alternativ auch als Schwankungen in den absoluten Niveauebenen der gesamtwirtschaftlichen Produktion definiert werden (*klassischer Konjunkturzyklus*). Dabei sind Phasen mit zunehmender Produktion von Phasen mit rückläufiger Wirtschaftsleistung unterschieden. Wendepunkte von klassischen Zyklen und Wendepunkte von Wachstumszyklen können zu unterschiedlichen Zeitpunkten auftreten. Dies liegt daran, dass die Wendepunkte in klassischen Zyklen dort zu finden sind, wo die Veränderungsrate der Produktion (gegenüber der Vorperiode) null beträgt, während Wendepunkte in Wachstumszyklen dadurch gekennzeichnet sind, dass dort die Veränderungsrate der Produktion gleich der Potentialrate ist, d.h. die gesamtwirtschaftliche Kapazitätsauslastung ist minimal oder maximal. Da die Produktion normalerweise im Trend zunimmt, dauern Aufschwungsphasen bei klassischen Zyklen im Allgemeinen länger als Abschwungsphasen. Bei Wachstumszyklen sind dagegen die Auf- und Abschwungsphasen etwa gleich lang. Wachstumszyklen gibt es deshalb in vielen Industrieländern häufiger als klassische Zyklen (vgl. Nierhaus und Sturm 2003, 7 f.).

»Geschäftserwartungen für die nächsten sechs Monate« berechnet.² Die beiden Komponenten spiegeln die gegenwärtige Situation und die Aussichten der im Konjunkturtest befragten Unternehmen wider. Sie wurden deshalb miteinander verbunden, um sichtbar machen zu können, aus welcher konjunkturellen Situation heraus eine bestimmte Antizipation abgegeben wird. So bedeutet die Antizipation »etwa gleich bleiben« in einer Boomphase naturgemäß etwas anderes als in einer Rezession, nämlich Fortdauer des Booms oder Fortdauer der Rezession (vgl. Goldrian und Strigel 1989, 360).

Das Geschäftsklima wurde vom ifo Institut erstmals im Jahr 1971 veröffentlicht; zunächst allerdings nur für die verarbeitende Industrie. Bereits ein Jahr später wurden die Klimadaten für die im Konjunkturtest erfassten Bereiche Industrie, Bauhauptgewerbe, Groß- und Einzelhandel – in Reaktion auf den zwei Jahre zuvor präsentierten Diffusionsindikator³ des Sachverständigenrats – erstmals zu einem konjunkturellen *Gesamtindikator* zusammengefasst (Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft, vgl. Strigel 1972, 203; Sachverständigenrat 1970, TZ 142 ff.). Das Geschäftsklima in dieser erweiterten Abgrenzung wird jeden Monat vom ifo Institut in einer Pressemitteilung kommentiert. Der Vorteil von Gesamtindikatoren besteht darin, dass sie im Unterschied zu Einzelindikatoren, die für sich betrachtet widersprüchliche Tendenzen anzeigen können, infolge der Informationsverdichtung normalerweise deutlichere und auch stabilere Konjunktursignale liefern (vgl. Bahr 1999, 1). Ein zweiter Grund für die Zusammenfassung von Einzelindikatoren ist die Erweiterung der Aussage auf größere Aggregate. Im Folgenden soll auf die Qualität des ifo Geschäftsklimas als Frühindikator an konjunkturellen Wendepunkten im Zeitraum 1970–2006 eingegangen werden. Die Evaluierung erfolgt dabei auf der Basis des Bry-Boschan-Algorithmus, der ein quantitatives und damit objektives Verfahren für die Vorlaufeigenschaften von Konjunkturindikatoren an Wendepunkten liefert (vgl. Banerji 1999).

Abb. 1

Produktionsentwicklung (als Beispiel: 4-Jahres-Sinusschwingung des realen BIP um einen linearen Trend) und Wachstumszyklus



Zum Test der Vorlaufeigenschaften muss zunächst eine *konjunkturelle Referenzreihe* aus der amtlichen Statistik ausgewählt werden. Als gesamtwirtschaftliche Referenzreihe für das ifo Geschäftsklima wurde das vierteljährlich *reale Bruttoinlandsprodukt* (BIP) herangezogen. Das Bruttoinlandsprodukt gilt als umfassendstes aggregiertes Maß für die wirtschaftliche Leistung einer Volkswirtschaft. Es misst den Wert der im Inland hergestellten Waren und Dienstleistungen (Wertschöpfung), soweit diese nicht als Vorleistungen für die Produktion anderer Waren und Dienstleistungen verwendet werden. Interpretiert man den *Trendwert* des realen BIP als eine nichtstrukturelle Schätzung des Produktionspotentials, so lässt sich der Wachstumszyklus an der Abweichung des BIP von seinem Trend messen. Die Wendepunkte werden durch den maximalen Abstand der BIP-Zeitreihe vom Trend definiert. Im idealtypischen Fall einer Produktionsentwicklung, die einer Sinusschwingung um einen linear steigenden Trend folgt (Musterbeispiel eines klassischen Konjunkturzyklus) liegen die oberen Wendepunkte von Wachstumszyklen vor den oberen Wendepunkten von klassischen Zyklen, während die unteren Wendepunkte von Wachstumszyklen den Wendepunkten von klassischen Zyklen nachlaufen (vgl. Abb. 1). Auch empirisch zeigen sich die oberen Wendepunkte von Wachstumszyklen normalerweise vor den oberen Wendepunkten von klassischen Zyklen, während untere Wendepunkte keinen eindeutigen Zusammenhang erkennen lassen.

Zur Isolierung der *zyklischen Komponente* muss die BIP-Zeitreihe von allen nichtkonjunkturellen Komponenten (Saison- und Arbeitstagekomponente, Trend, Irregularitäten) bereinigt werden. Die saisonale Komponente spiegelt die innerhalb eines Jahres regelmäßig wiederkehrenden Ände-

² Konkret wird das ifo Geschäftsklima nach der Formel $[(GL + 200)(GE + 200)]^{1/2} - 200$ ermittelt, wobei GL den Saldo aus den positiven und negativen Meldungen zur aktuellen Geschäftslage bezeichnet und GE den Saldo aus den positiven und negativen Meldungen zu den Geschäftsaussichten in den nächsten sechs Monaten. Zur Vermeidung von negativen Werten in der Wurzel werden die Variablen GL und GE jeweils um die Konstante 200 erhöht. Durch die geometrische Mittelung werden die Schwankungen des ifo Geschäftsklimas bei Extremwerten im Vergleich zu einer arithmetischen Mittelung leicht gedämpft.

³ Diffusionsindizes beantworten die Frage: Wie viel Prozent einer bestimmten Gesamtzahl von Zeitreihen steigen bzw. sinken zu einem bestimmten Zeitpunkt im Zyklus? Das Ausmaß der Richtungsänderung wird dabei nicht quantifiziert.

rungen der Zeitreihe wider. Die Arbeitstagekomponente erfasst kurzfristige Einflüsse, die auf Unregelmäßigkeiten im Kalender zurückgehen (z.B. Schalttage, bewegliche Feiertage oder spezielle Feiertagsregelungen auf Länderebene). Für die Eliminierung der Saisonschwankungen (einschließlich der Bereinigung von Kalenderunregelmäßigkeiten) gibt es verschiedene Verfahren. Hier wurde das *Census-X12-ARIMA* Verfahren (mit den reihenspezifischen Steuerungsoptionen der Deutschen Bundesbank) ausgewählt, das in der internationalen Wirtschaftsstatistik »Industriestandard« geworden ist. Zur Ausschaltung des langfristigen Entwicklungspfad der Zeitreihe (Trend) wurde der bekannte *Baxter-King-Filter* verwendet. Der *Baxter-King-Filter* ist ein symmetrischer Filter, der im Vergleich zum ebenfalls populären *Hodrick-Prescott-Filter* den Vorteil hat, dass nicht nur die niederfrequente Trendkomponente, sondern auch die in der Zeitreihe enthaltenen hochfrequenten Irregularitäten entfernt werden. Zu letzteren zählen rein zufällige Störungen des Wirtschaftsgeschehens, aber auch erklärbare Sonderfaktoren wie Auswirkungen von Streiks, saisonunübliche Witterung oder kurzfristige Reaktionen der Marktakteure auf wirtschaftspolitische Maßnahmen. Als Zyklus wurde die Summe aller Komponenten der Zeitreihe mit Schwingungen zwischen 6 und 32 Quartalen (= 1,5 bis 8 Jahre) angesetzt, die Filterlänge beträgt 12 Quartale (= 3 Jahre). Diese Einstellungen entsprechen den in der Literatur üblichen Empfehlungen für einen in der Praxis nahezu optimalen Filter (vgl. Mills 2003, 91). Ferner wurden am Anfang und Ende der BIP-Zeitreihe zusätzliche Reihenwerte generiert, um auch an den Rändern einen symmetrischen Filter zu haben.⁴

In einem zweiten Schritt müssen zum Test der Vorlaufeigenschaften die konjunkturellen Hoch- bzw. Tiefpunkte der Referenzreihe identifiziert werden. In Deutschland gibt es, anders als etwa in den USA, keine offizielle Zyklusdatierung. In den USA ist z.B. das beim National Bureau of Economic Research (NBER) angesiedelte *Business Cycle Dating Committee* mit der Datierung des US-Konjunkturzyklus betraut. Eine konkurrierende, allerdings inoffizielle Datierung der US-Konjunktur legt das von G.H. Moore gegründete Economic Cyclical Research Institute (ECRI) vor. Für Deutschland veröffentlichte die Deutsche Bundesbank als bisher einzige inländische Institution bis zum Jahr 1997 in ihrem Beiheft »saisonbereinigte Wirtschaftszahlen« eine Chronologie der Wendepunkte, gemessen an den lokalen Minima bzw. Maxima der Zeitreihe der trendbereinigten Industrieproduktion (vgl. Naggl 1999, 64 f.).

Die Datierung der konjunkturellen Wendepunkte erfolgt hier mit dem von *Bry und Boschan* am NBER entwickelten Algorithmus, der weltweit am prominentesten ist (vgl. Bry und Boschan 1971). Das Verfahren bestimmt konjunkturelle Wen-

depunkte nach einem sequentiellen Entscheidungsprozess und liefert intersubjektiv vergleichbare und damit jederzeit überprüfbare Ergebnisse. Pagan und Sossounov (2000) skizzieren die Methode folgendermaßen: »It is important to recognize that the BB (Bry-Boschan, die Verfasser) program is basically a pattern recognition program and it seeks to isolate the pattern using a sequence of rules. Broadly these are two types. First, a criterion is needed for deciding on the location of potential peaks and troughs. This is done by finding points which are higher or lower than a window of surrounding points. Second, durations between these points are measured and a set of censoring rules is then adopted which restricts the minimal length of any phase as well as those of complete cycles.«

Im Ergebnis liefert das Bry-Boschan-Verfahren eine komplette Datierung der konjunkturellen Wendepunkte im jeweils betrachteten Referenzzeitraum.⁵ Hier erfolgt die Wendepunkt datierung mit Hilfe des EU-Softwaretools BUSY (Release 4.1), das auf einer Windows-Plattform neben anderen Verfahren zur Zeitreihenanalyse die Bry-Boschan-Routine bereitstellt (vgl. Fioentini und Planas 2003).

Bei der Herleitung des konjunkturellen Referenzzyklus für die Bundesrepublik ergab sich zusätzlich das technische Problem, dass sich die Daten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen vor dem Jahr 1991 lediglich auf Westdeutschland beziehen. Die fehlenden Zeitreihenwerte wurden deshalb durch Verkettung der entsprechenden west- bzw. gesamtdeutschen Zeitreihenwerte generiert. Da die Ergebnisse der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen lediglich vierteljährlich (und nicht wie Konjunkturtestdaten monatlich) vorliegen, mussten die Monatsergebnisse des ifo Geschäftsklimas für die gewerbliche Wirtschaft der Vergleichbarkeit halber zu Quartalswerten zusammengefasst werden. Die Zeitreihe des ifo Geschäftsklimas wurde mit dem ifo-Standardverfahren *ASA II* saisonbereinigt, um die volle Kompatibilität mit den regelmäßig veröffentlichten Konjunkturtestdaten zu gewährleisten. Vergleichende Testrechnungen mit dem *Census-X12-ARIMA*-Verfahren für den Zeitraum 1991 bis 2006 ergaben keine nennenswert unterschiedlichen Ergebnisse. Von einer zusätzlichen Trendbereinigung des Geschäftsklimas wurde abgesehen, da diese Zeitreihe von der Konzeption her stationär ist.

Ergebnisse für das Geschäftsklima

Die Tabelle zeigt die Chronologie der Wendepunkte der deutschen Konjunktur im Zeitraum von 1970 bis zum vierten

⁴ Die »backcasts« und »forecasts« wurden mit Hilfe von autoregressiven Modellen (AR) erzeugt, die Lag-Länge wurde automatisch über das Akaike-Informationskriterium (AIC) gewählt.

⁵ Beim Bry-Boschan-Verfahren sind die oberen Wendepunkte von vierteljährlichen Zeitreihen y_t charakterisiert durch das Kriterium $\{(y_{t-2}, y_{t-1}) < y_t > (y_{t+1}, y_{t+2})\}$; für die unteren Wendepunkte gilt entsprechend: $\{(y_{t-2}, y_{t-1}) > y_t < (y_{t+1}, y_{t+2})\}$. Vgl. Harding und Pagan 2001).

Datierte Wendepunkte des deutschen Konjunkturzyklus^{a)}

Untere Wendepunkte ^{b)}	ifo Geschäftsklima ^{c)d)}	Obere Wendepunkte ^{b)}	ifo Geschäftsklima ^{c)d)}
–	–	4. Quartal 1970	–
4. Quartal 1971	0	2. Quartal 1973	– 1
2. Quartal 1975	– 1	4. Quartal 1979	– 2
4. Quartal 1982	– 1	4. Quartal 1985	0
3. Quartal 1987	– 2	1. Quartal 1991	– 2
3. Quartal 1993	– 2	1. Quartal 1995	– 1
1. Quartal 1997	– 3	1. Quartal 1998	–
1. Quartal 1999	–	4. Quartal 2000	– 2
2. Quartal 2005	0	–	–

^{a)} Zyklische Komponente des realen saisonbereinigten Bruttoinlandsprodukts, berechnet mit dem Baxter-King-Filter. – ^{b)} Wendepunkte der zyklischen Komponente. Die Datierung der Wendepunkte erfolgt nach dem Bry-Boschan Verfahren. – ^{c)} ifo Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft. – ^{d)} – (+): Vorlauf (Nachlauf) in Quartalen.

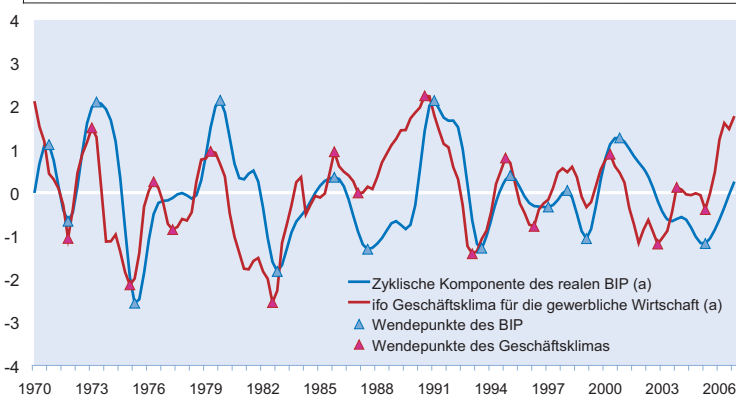
Quelle: Statistisches Bundesamt; Berechnungen des ifo Instituts.

Quartal 2006, gemessen an der zyklischen Komponente des vierteljährlichen realen Bruttoinlandsprodukts. Nach dem Bry-Boschan-Verfahren, das hier mit üblichen Standardoptionen für die minimale Phasenlänge (drei Quartale) und die minimale Zyklusdauer (fünf Quartale) gefahren wurde, gibt es in diesem Zeitraum insgesamt 16 Wendepunkte, beginnend mit dem vierten Quartal 1970 und endend mit dem zweiten Quartal 2005 (vgl. Abb. 2). Untere Wendepunkte der Konjunktur finden sich in den Jahren 1971, 1975, 1982, 1987, 1993, 1999 und 2005. Obere Wendepunkte können für die Jahre 1970, 1973, 1979, 1985, 1991, 1995, 1998 und 2000 beobachtet werden. Im betrachteten Zeitraum lassen sich insgesamt sieben vollständige Wachstumszyklen der deutschen Wirtschaft ausmachen. Die durchschnittliche Dauer eines Wachstumszyklus, gemessen an der Zeitspanne zwischen zwei aufeinander folgenden oberen Wende-

punkten, beläuft sich auf 16,3 Quartale oder rund vier Jahre; gemessen an zwei konsekutiven unteren Wendepunkten auf 18,3 Quartale oder 4¹/₂ Jahre. Eine Aufschwungsphase (Zeitspanne vom unteren Wendepunkt zum darauf folgenden oberen) beträgt im Durchschnitt 9,6 Quartale (knapp 2¹/₂ Jahre), eine Abschwungsphase (Spanne vom oberen Wendepunkt zum darauf folgenden unteren) 8,9 Quartale (knapp 2¹/₄ Jahre).

Lässt man den Bry-Boschan Datierungsalgorithmus mit den gleichen Standardoptionen über die Zeitreihe des ifo Geschäftsklimas für die gewerbliche Wirtschaft laufen, so zeigt sich, dass die Wendepunkte des Geschäftsklimas im Zeitraum 1970 bis 2006 einen *durchschnittlichen Vorlauf* von 1,3 Quartalen gegenüber den Wendepunkten der zyklischen Komponente des realen BIP haben. Dies gilt symmetrisch auch an den jeweiligen oberen und unteren Wendepunkten. Der *Median* (Zentralwert) aller Beobachtungen liegt bei 1,5 Quartalen. Der *maximale* Vorlauf des ifo Geschäftsklimas (drei Quartale) ergab sich für den unteren Wendepunkt im Jahr 1997; keinen Vorlauf zeigt das Geschäftsklima am unteren Wendepunkt des Jahres 1971, am oberen Wendepunkt des Jahres 1985 und am unteren Wendepunkt des Jahres 2005. Bei letzterem ist allerdings zu berücksichtigen, dass es für 2005 bisher noch keine endgültigen amtlichen Ergebnisse gibt, so dass sich der tatsächliche Wendepunkt auf der Zeitachse noch verschieben kann.⁶ Nicht zu signalisieren vermochte das ifo Geschäftsklima – gemessen an der Bry-Boschan-Routine – den kurzen BIP-Zyklus der Jahre 1998/99; gleichwohl gab es aber ein recht deutliches optisches Signal. In den Jahren 1976/77 und 2002/03 zeigen sich beim Geschäftsklima vier zusätzliche Wendepunkte, die in der Entwicklung der zyklischen Komponente des BIP in dieser starken Akzentuierung nicht enthalten sind (vgl. Abb. 2). Maßgeblich für die Entwicklung des Geschäftsklimas in den Jahren 2002/03 war, dass sich die Erwartungskomponente des Geschäftsklimas – bei nur wenig veränderter Geschäftslage der befragten Unternehmen – vorübergehend stark verbessert, dann aber wieder stark verschlechtert hatte. Auch für die Bewegung des Geschäftsklimas in den Jahren 1976/77 war die Entwicklung der Geschäftsaussichten ausschlaggebend. Zieht man über den gesamten betrachteten Zeitraum Bi-

Abb. 2
Wendepunkte der deutschen Konjunktur und ifo Geschäftsklima



(a) Standardisierte Werte.

Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Konjunkturtest; Berechnungen des ifo Instituts.

⁶ Bei den ersten Veröffentlichungen des BIP durch das Statistische Bundesamt ist die Datengrundlage häufig noch unvollständig. Die vorläufigen Ergebnisse werden deshalb mehrmals überarbeitet, um neu verfügbare Informationen einzuarbeiten. Endgültige Ergebnisse des BIP werden erst nach rund vier Jahren veröffentlicht.

lanz, so hat das ifo Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft nahezu alle Wendepunkte der deutschen Konjunktur zumindest koinzident oder aber – und das in der überwiegenden Zahl der Fälle – mit Vorlauf signalisiert.

Der berechnete durchschnittliche Vorlauf des ifo Geschäftsklimas in den Wendepunkten kann ergänzend auf seine *statistische Signifikanz* hin überprüft werden. Da die Anzahl der Konjunkturzyklen in den betrachteten Zeitreihen nicht sehr groß ist, sind allerdings die üblichen *parametrischen* Testverfahren, wie etwa der t-Test, ungeeignet. Diese Tests setzen entweder starke Annahmen an die Verteilung der Daten voraus oder lassen sich nur für große Stichproben durch asymptotische Eigenschaften rechtfertigen. Die Signifikanz des Vorlaufs lässt sich aber alternativ über *nichtparametrische* Testverfahren bestimmen, die für die vorliegende, relativ kleine Zahl von Wendepunkten geeigneter sind.⁷ Aus dieser Klasse von Verfahren wird hier der so genannte *Permutationstest für zwei verbundene Stichproben* eingesetzt, der für die zu beantwortende Fragestellung geeignet ist und nicht die Vorgabe oder Herleitung einer analytischen Verteilungsfunktion für die Teststatistik unter der Nullhypothese erfordert. Stattdessen wird bei diesem Testverfahren die Referenzverteilung durch Permutation der Beobachtungswerte erzeugt.⁸ Werden die möglichen Permutationen exakt ermittelt, handelt es sich um einen *exakten* Permutationstest. Stattdessen kann die Verteilung auch mit Hilfe von Monte-Carlo-Methoden erzeugt werden, was zu den so genannten *approximativen* Permutationstests führt. Im Folgenden werden exakte Tests berechnet.

Wird mit diesem Verfahren für die 13 Wendepunkte die Nullhypothese, dass das ifo Geschäftsklima einen Vorlauf von 0 Quartalen besitzt (also gleichlaufend ist) gegen die einseitige Alternativhypothese, dass der Vorlauf größer als 0 Quartale ist (das Geschäftsklima also ein vorlaufender Indikator ist) getestet, resultiert ein p-Wert kleiner als 0,001. Damit kann die Nullhypothese zugunsten der Alternativhypothese zu den üblichen Signifikanzniveaus (0,1; 0,05; 0,01) verworfen werden. Das ifo Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft kann demnach als ein vorlaufender Indikator klassifiziert werden. Die über diese Aussage hinaus gehende Nullhypothese, dass der Vorlauf des Geschäftsklimas ein Quartal beträgt versus der Alternativhypothese, dass der Vorlauf größer als ein Quartal ist, kann nicht abgelehnt werden.

Fazit

Das ifo Institut führt seit seiner Gründung im Jahre 1949 qualitative Urteils- und Tendenzbefragungen bei den Unterneh-

men durch. Am 19. Mai 1950 wurde das »KT-Verfahren« unter dem Titel »Der Konjunkturtest – Ein neuartiges Verfahren zur Durchleuchtung der Märkte« erstmals im ifo Schnelldienst vorgestellt. Nur fünf Jahre später konnte das ifo Institut feststellen, dass der Konjunkturtest ein Instrument ist, »das sich im Streit der Meinungen durchgesetzt hat« (o.V. 1955, 4). Mitte der sechziger Jahre wurde das »Geschäftsklima« aus den beiden Befragungskomponenten »Geschäftslage« und »Geschäftserwartungen für die nächsten sechs Monate« konzipiert. Die beiden Größen spiegeln die gegenwärtige Situation und die Aussichten der im Konjunkturtest befragten Unternehmen wider. Die Klima-Ergebnisse des ifo Instituts bezogen sich zunächst nur auf die verarbeitende Industrie. Anfang der siebziger Jahre wurden dann die Klimadaten für die im Konjunkturtest erfassten Bereiche Industrie, Bauhauptgewerbe, Groß- und Einzelhandel (= gewerbliche Wirtschaft) zu einem konjunkturellen Gesamtindikator verdichtet. Heute beruhen die hochaggregierten Ergebnisse für das *ifo Geschäftsklima in der gewerblichen Wirtschaft* auf ca. 7 000 monatlichen Antworten von Unternehmen dieses Berichtskreises.

Die hier präsentierten Berechnungen zeigen, dass das ifo Geschäftsklima hinsichtlich der Vorlaufeigenschaften speziell an *konjunkturellen Wendepunkten* sehr gut abschneidet. Für die Chronologie der Wendepunkte wurde das in den USA am National Bureau of Economic Research (NBER) entwickelte *Bry-Boschan*-Datierungsprogramm benützt. Die zyklische Komponente des realen Bruttoinlandsprodukts wurde mit dem bekannten *Baxter-King*-Filter extrahiert. Im betrachteten Untersuchungszeitraum 1970 bis 2006 konnte das ifo Geschäftsklima – gemessen an der *Bry-Boschan*-Routine – die weitaus überwiegende Zahl der datierten Wendepunkte frühzeitig signalisieren; rein optisch werden sogar alle Wendepunkte angezeigt. Der durchschnittliche Vorlauf der Wendepunkte des Geschäftsklimas beträgt 1,3 Quartale gegenüber den Wendepunkten der zyklischen Komponente des realen Bruttoinlandsprodukts. Der Vorlauf des ifo Geschäftsklimas in den Wendepunkten ist darüber hinaus *statistisch deutlich signifikant*. Das *ifo Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft* gilt damit zu recht als ein viel beachteter und zuverlässiger Frühindikator für die die konjunkturelle Entwicklung in Deutschland und in Europa.

Literatur

- Abberger, K. und K. Wohlrabe (2006), »Einige Prognoseeigenschaften des ifo Geschäftsklimas – Ein Überblick über die neuere wissenschaftliche Literatur«, *ifo Schnelldienst* 59(22), 19–26.
- Bahr, H. (1999), *Konjunkturelle Gesamtindikatoren*, Europäische Hochschulschriften, Frankfurt.
- Banerji, A. (1999), »The Lead Profile and Other Non-Parametric Tools to Evaluate Survey Series as Leading Indicators«, Vortrag bei der 24. CIRET Conference, Wellington, 17. bis 20. März 1999.
- Bry, G. und C. Boschan (1971), »Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs«, NBER Technical Paper, Nr. 20, Cambridge (Mass.).

⁷ Banerji (1999) verwendet nichtparametrische Tests, um den Vorlauf von Indikatoren für den Wachstumszyklus der Vereinigten Staaten zu untersuchen.

⁸ Im Detail beschreiben dieses Testverfahren Efron und Tibshirani (1993, Kap. 15).

- Efron, B. und R.J. Tibshirani (1993), *An Introduction to the Bootstrap*, Chapman and Hall/CRC Press, New York.
- Florentini, G. und C. Planas (2003), *Busy Program*, Joint Research Center of European Commission, Ispra, Italy.
- Goldrian, G. und W.H. Strigel (1989), »Nationale Gesamtindikatoren auf der Basis von Konjunkturmfragen«, in: K.H. Oppenländer und G. Poser (Hrsg.), *Handbuch der ifo Umfragen*, Duncker&Humblodt, Berlin, München, 358–372.
- Harding, D. und A. Pagan (2001), »A Comparison of Two Business Cycle Dating Methods«, mimeo, University of Melbourne.
- Mills, T.C. (2003), *Modelling Trends and Cycles in Economic Time Series*, Palgrave Macmillan, Basingstoke.
- Naggl, W. (1999), *Konjunktur*, Europäischer Verlag der Wissenschaften, Frankfurt.
- Nierhaus, W. und J.-E. Sturm (2003), »Methoden der Konjunkturprognose«, *ifo Schnelldienst* 56(4), 7–23.
- o.V. (1955), »Fünf Jahre Konjunkturtest«, *ifo Schnelldienst* 6(8), 4–7.
- Pagan, A. und K.A. Sossounov (2000), »A Simple Framework for Analyzing Bull and Bear Markets«, *Journal of Applied Econometrics* 18(1), 23–46.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1970), *Konjunktur im Umbruch – Risiken und Chancen*, Jahresgutachten 1970/1971, <http://www.sachverstaendigenrat-wirtschaft.de/gutacht/gafrueher.php>.
- Strigel, W.H. (1965), »Die Konjunkturmfragen des Ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung«, *Allgemeines Statistisches Archiv*, 49(12), 129–163.
- Strigel, W.H. (1972), »Konjunkturindikatoren aus qualitativen Daten«, *ifo Studien* 10(2), 185–214.

ifo Geschäftsklima und Produktionsindex im verarbeitenden Gewerbe

42

Klaus Abberger

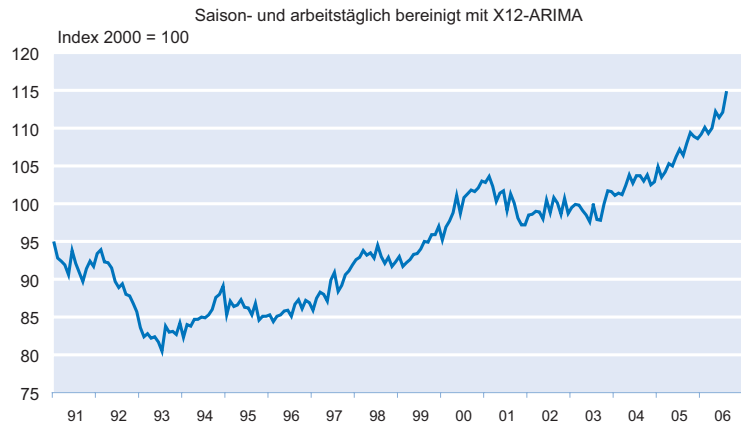
Das ifo Geschäftsklima ist ein stark beachteter Indikator für die konjunkturelle Situation in Deutschland. Er wird für die qualitative Analyse des Konjunkturverlaufs und unter Zuhilfenahme verschiedener statistisch-mathematischer Verfahren auch für die quantitative Prognose der Wirtschaftsentwicklung verwendet. Im Folgenden sollen einige Aspekte beleuchtet werden, die für die erstgenannte Zielsetzung, der qualitativen Konjunkturanalyse, wichtig sind. Ein Indikator, der für diesen Zweck verwendet wird, sollte Eigenschaften besitzen, die eine rasche und verlässliche visuelle Interpretation der Ergebnisse erlauben. Von einem geeigneten Frühindikator kann man verlangen, dass er:

- möglichst zeitnah vorliegt;
- wenn er publiziert wurde, im Nachhinein keinen größeren Revisionen unterliegt;
- einen Vorlauf vor der zur beurteilenden Zielgröße besitzt, d.h. er sollte frühzeitig Signale über den kommenden Konjunkturverlauf geben;
- eine stabile Vorlaufbeziehung besitzt, so dass relativ sicher abgeschätzt werden kann, wie frühzeitig das Signal des Indikators erfolgt;
- ein möglichst deutliches Konjunktursignal enthält, d.h. nicht interessierende kurzfristige Schwankungen in der Zeitreihe sollten das eigentlich interessierende konjunkturelle Signal möglichst wenig überdecken.

Die ersten beiden Eigenschaften aus diesem Katalog werden vom ifo Geschäftsklima und den weiteren Ergebnissen der ifo Konjunkturumfragen offensichtlich erfüllt. Die Resultate der ifo Konjunkturumfragen werden in der letzten Woche eines betrachteten Monats publiziert und in der Regel im Nachhinein nicht mehr revidiert.

Im Weiteren werden nun die Vorlaufeigenschaften der ifo-Indikatoren für den Wirtschaftsbereich des verarbeitenden Gewerbes untersucht. Eine anerkannte Referenzgröße, die eine Beurteilung der konjunkturellen Lage in diesem Teilbereich ermöglicht, ist der Produktionsindex des verarbeitenden Gewerbes. Der Index ist in Abbildung 1 dargestellt. Die Zeitreihe enthält einen erkennbaren Trend, so dass sie in dieser Rohform nur bedingt für die Konjunkturanalyse geeignet ist. Es wird daher der Hodrick-Prescott-Filter verwendet, um die Zeitreihen

Abb. 1
Produktionsindex verarbeitendes Gewerbe

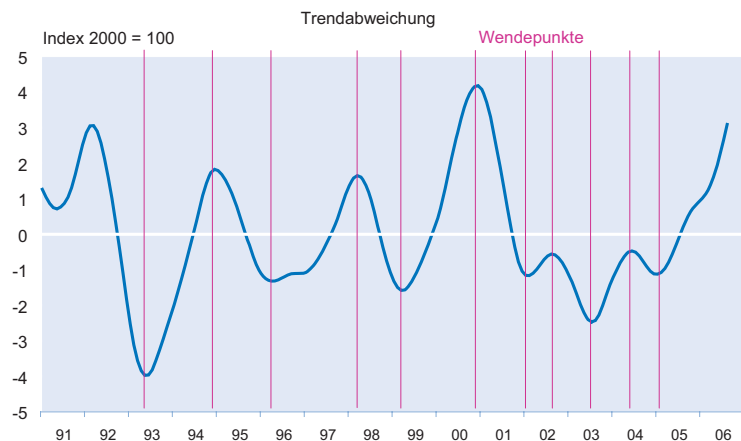


Quelle: Statistisches Bundesamt.

von einem Trend zu bereinigen und um auf der anderen Seite auch die kurzfristigen Schwankungen aus der Zeitreihe zu entfernen. Dazu wird der Hodrick-Prescott-Filter als so genannter Bandpass-Filter eingesetzt¹, der Trendkomponenten mit Perioden von mehr als acht Jahren entfernt. Danach wird er mit anderen Einstellungen ebenfalls verwendet, um hochfrequente Schwingungen mit Perioden von weniger als 1,25 Jahren zu unterdrücken. Diese hochfrequenten Schwingungen werden als Rauschen interpretiert, das als Störkomponente über dem eigentlich interessierenden konjunkturellen Signal liegt.

Die Konjunkturkomponente des Produktionsindex ist in Abbildung 2 dargestellt und dient im Folgenden als Referenz für die Konjunktur im verarbeitenden Gewerbe. Die Varianz der dargestellten Zeitreihe wird als Signalvarianz definiert. Dagegen ist die Varianz der hochfrequenten Schwingungen, die entfernt wurden, die Varianz des Rauschens. Das Verhältnis dieser beiden Varianzen ist der Signal-zu-Rauschen-

Abb. 2
Geschätzte Konjunkturkomponente des Produktionsindex



Quelle: Statistisches Bundesamt; Berechnungen des ifo Instituts.

¹ Für eine Erläuterung dieses Verfahrens vgl. M. Artis, M. Marcellino und T. Proietti, »Dating the Euro Area Business Cycle«, C.E.P.R. Discussion Paper No. 3696/2003.

Quotient, der angibt, wie stark das interessierende Signal in der Zeitreihe im Vergleich zum störenden Rauschen ist. Da ein guter Konjunkturindikator ein möglichst klares Signal geben sollte, ist ein hoher Quotient wünschenswert. Der Signal/Rauschen-Wert für den Produktionsindex als Referenzreihe ist gleich 4,94, d.h. die Signalvarianz ist um diesen Faktor größer als die Varianz des Rauschens. Die aus den Konjunkturumfragen des ifo Instituts ermittelten Frühindikatoren können bezüglich ihres Vorlaufs und ihrer Signalstärke nun mit dem gefilterten Produktionsindex verglichen werden. Dazu wird untersucht, mit welchem Zeitvorsprung die Indikatoren Wendepunkte im Konjunkturmuster anzeigen. Die konjunkturellen Wendepunkte im Produktionsindex sind in Abbildung 2 markiert und dienen als Vergleichswerte. Als relevant werden hier auch die zwei weniger stark ausgeprägten Auf- bzw. Abwärtsphasen im ersten Halbjahr 2002 und in der zweiten Jahreshälfte 2004 betrachtet, obwohl sie keine konjunkturellen Wachstumszyklen im eigentlichen Sinne sind, da ihre oberen Wendepunkte nicht über dem Trend liegen. In der Abbildung zeigt sich dies daran, dass die beiden Gipfel noch im negativen Wertebereich angesiedelt sind. Wie in Abbildung 3 ersichtlich ist, werden diese kleineren Zyklen vom ifo Geschäftsklima ebenfalls deutlich angezeigt. Bei der Interpretation der in den Abbildungen enthaltenen gefilterten Zeitreihen ist zusätzlich zu bedenken, dass die Filtermethoden an den Rändern der Zeitreihen recht instabile Ergebnisse liefern. Kommen neue Beobachtungswerte mit der Zeit hinzu, können diese den bisherigen Verlauf am Ende der Reihe deutlich verändern. Da in der folgenden Analyse aber keine Werte eingehen, die direkt an den Enden der Zeitreihen liegen, ist dieser Effekt hier gering.

Abb. 3
Produktionsindex und Geschäftsklima, gefiltert

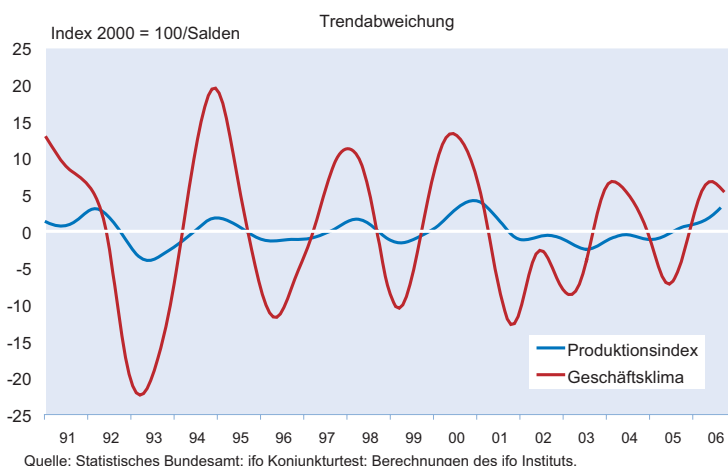
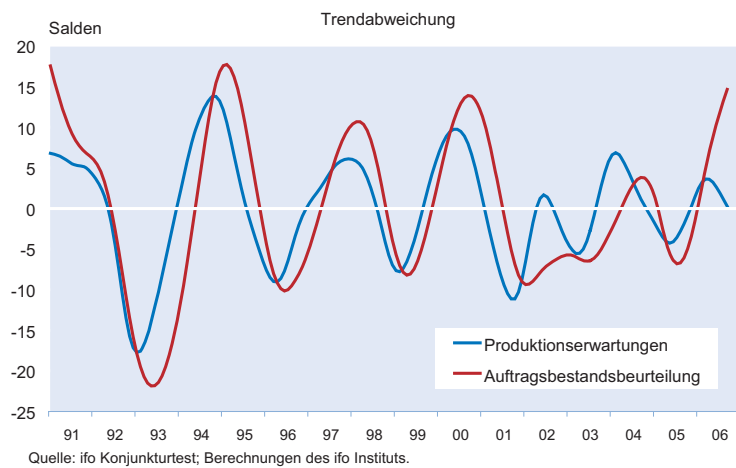


Abb. 4
Produktionserwartung und Beurteilung des Auftragsbestands, gefiltert



Damit die Wendepunkte in den Indikatorreihen identifiziert werden können, werden diese Reihen ebenfalls gefiltert. Das ist auch notwendig, da es durch die Filterung zu Phasenverschiebungen in der Zeitreihe kommt und daher die Lokationen der Wendepunkte in einer gefilterten Reihe nicht unmittelbar vergleichbar mit denen einer ungefilterten Zeitreihe sind. Werden beide Reihen mit demselben Verfahren behandelt, ist dieser Vergleich wieder möglich.

Da als Referenzgröße der Produktionsindex gewählt wurde, stellt sich die Frage, ob neben dem ifo Geschäftsklima nicht auch andere Ergebnisse aus den ifo Konjunkturumfragen als Frühindikatoren geeignet sind. So enthält der ifo-Fragebogen im verarbeitenden Gewerbe neben den Fragen nach der aktuellen Geschäftslage und der erwarteten Veränderung der Geschäftssituation auch konkrete Fragen, die mit der Produktion zusammenhängen. So wird etwa nach den Produktionsplänen für die nächsten drei Monate und nach der Beurteilung des aktuellen Auftragsbestands gefragt. Abbildung 4 enthält die beiden gefilterten Zeitreihen, die aus diesen Fragen resultieren.

Aus der Aufzählung dieser potentiellen Indikatoren ist erkennbar, dass es innerhalb der ifo Konjunkturumfragen zwei verschiedene Kategorien von Fragen gibt. Der eine Typ besteht aus weich formulierten Fragen zur Geschäftslage. Wie der Begriff Geschäftslage zu interpretieren ist, wird dabei den Umfrageteilnehmern selbst überlassen. Die Idee hinter diesem Fragentyp ist, dass die Antwortenden jeweils die geeigneten Kriterien zur Beurteilung der Geschäftslage selber wählen. Da sich diese Kriterien über die Zeit verändern können und möglicherweise auch über den Konjunkturzyklus variieren, ist dieser Ansatz sehr flexibel. Im ver-

arbeitenden Gewerbe fließen in die Bewertung erfahrungsgemäß u.a. die Faktoren Auftragslage und Ertrags-situation ein. Insbesondere die Erträge reagieren üblicherweise sensibel und frühzeitig im Konjunkturzyklus. Diese Frageform besitzt den wichtigen Vorteil, dass sie auch außerhalb des verarbeitenden Gewerbes über alle Wirtschaftsbereiche hinweg einheitlich eingesetzt werden kann. Denn beispielsweise auch im Handel oder in Dienstleistungsbereichen wie dem Transportwesen oder der Zeitarbeit können die Teilnehmer eine Einschätzung ihrer Geschäftslage abgeben, obwohl hier in der Regel nicht produziert wird und im Einzelhandel üblicherweise auch kein Auftragsbestand vorhanden ist. So lässt sich relativ problemlos auch über verschiedene Wirtschaftsbereiche hinweg ein Geschäftsklima ermitteln.

Die zweite Kategorie von Fragen, die in den ifo-Fragebögen enthalten sind, bezieht sich auf konkrete Sachverhalte, die im jeweiligen Wirtschaftsbereich konjunkturrelevant sind. Im verarbeitenden Gewerbe unter anderem etwa die bereits erwähnten Fragen nach der Produktion und dem Auftragsbestand.

Die Tabelle enthält die Ergebnisse aus dem Vergleich der vier Fragen im verarbeitenden Gewerbe mit der Konjunkturkomponente des Produktionsindex. Aufgeführt ist jeweils das arithmetische Mittel und die Standardabweichung der Vorläufe an den Wendepunkten sowie der Signal-zu-Rauschen-Quotient. Ist der durchschnittliche Vorlauf positiv, zeigt der untersuchte Indikator Wendepunkte tendenziell vor dem Produktionsindex an. Ein negativer Wert impliziert dagegen, dass der Indikator im Durchschnitt nachläuft. Die Berechnungen zeigen, dass die Beurteilungen der Geschäftslage und die Beurteilungen des Auftragsbestands sehr deutliche Konjunktur-signalen mit bemerkenswerten Signal-zu-Rauschen-Quotienten geben. Allerdings zeigen sie die Wendepunkte mit einer geringen Verzögerung von knapp einem Monat bei der Geschäftslage und gut einem Monat beim Auftragsbestand an. Aufgrund der geringen Anzahl von Wendepunkten ist hier jedoch kein signifikanter Unterschied feststellbar. Für nahezu alle Umfrageindikatoren gilt, dass tendenziell der Vorlauf der Indikatoren in den Höhe-

punkten etwas ausgeprägter ist als in den unteren Wendepunkten. Auf diese Unterscheidung soll hier aber wegen der geringen Zahl von Umkehrpunkten im betrachteten Zeitraum seit der deutschen Wiedervereinigung nicht weiter eingegangen werden.

Etwas schwächer ist das konjunkturelle Signal in den Erwartungsdaten. Allerdings ist es in beiden Reihen immer noch deutlich stärker als in der Referenzzeitreihe des Produktionsindex, wo sich als Signal-zu-Rauschen-Quotient der Wert 4,94 ergibt. Die ifo Geschäftserwartungen besitzen einen Vorlauf von durchschnittlich 3,36 Monaten, während er für die Produktionserwartungen bei etwa 2,5 Monaten liegt. Die Differenz rührt neben dem inhaltlichen Unterschied zwischen der Beurteilung der zukünftigen Geschäfte und der Produktion unter anderem auch daher, dass die Produktionserwartungen für die nächsten drei Monate abgefragt werden, während der Zeithorizont bei den Geschäftserwartungen sechs Monate sein soll. Dennoch ist sehr bemerkenswert, dass der höhere durchschnittliche Vorlauf der Geschäftserwartungen nicht mit einem schwächeren Konjunktur-signal als bei den Produktionserwartungen einhergeht. Die Variabilität des Vorlaufs, gemessen durch die Standardabweichung, liegt bei allen Indikatoren in einer ähnlichen Größenordnung, wobei die konkreten Fragen tendenziell etwas stabiler erscheinen.

Die beiden »weichen« Fragen zur aktuellen Geschäftslage und zur erwarteten Geschäftslage sind den Berechnungen zufolge sehr geeignete Konjunkturindikatoren. Das ifo Geschäftsklima, das sich aus den beiden Bestandteilen Geschäftslage und Geschäftserwartungen zusammensetzt, besitzt auch bezüglich seiner Indikatoreigenschaften eine Mittelstellung. Es hat einen durchschnittlichen Vorlauf in den Wendepunkten von knapp zwei Monaten und enthält ein recht deutliches Konjunktur-signal, das erheblich stärker ist als in der Referenzreihe des Produktionsindex. Für einen Konjunkturindikator sind das sehr positive Eigenschaften. Zumal wenn man zusätzlich bedenkt, dass der Produktionsindex jeweils etwa vier Wochen später als die ifo-Umfragen veröffentlicht wird und somit neben dem berechneten Vorlauf des Geschäftsklimas zusätzlich ein Publikationsvorlauf

Indikatoreigenschaften der ifo-Befragungsergebnisse

	Geschäftsklima	Geschäftslage	Geschäftserwartungen	Produktionserwartungen	Beurteilung des Auftragsbestands
Mittlerer Vorlauf an den Wendepunkten	1,72	- 0,82	3,36	2,45	- 1,27
Standardabweichung des Vorlaufs	3,13	3,28	3,17	2,77	2,69
Signal-zu-Rauschen-Quotient	21,47	45,49	9,59	8,53	41,42
Signal-zu-Rauschen-Quotient im Produktionsindex: 4,94.					

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

besitzt. Faktisch gleicht dieser Vorsprung sogar den leichten Nachlauf aus, der bei der Beurteilung der Geschäftslage errechnet wurde.

Der ifo Geschäftsklimaindex eignet sich daher sehr gut als Frühindikator für die konjunkturelle Entwicklung im verarbeitenden Gewerbe. Darüber hinaus lässt sich mit den weiteren Befragungsergebnissen, etwa über die Produktion und den Auftragsbestand, aber auch mit den hier nicht behandelten Fragen über die Beurteilung der Fertigwarenlager, die Preisentwicklung, die Beschäftigtenentwicklung und der Kapazitätsauslastung, ein differenziertes Bild der wirtschaftlichen Entwicklung zeichnen.

Es bleibt abschließend noch hinzuzufügen, dass die verwendeten Umfrageergebnisse hier nur auf ihre Eigenschaften als visuelle Frühindikatoren für die konjunkturelle Entwicklung untersucht wurden. Über diesen Zweck und dem Einsatz als Indikatoren für die quantitative Konjunkturprognose hinaus, besitzen die Umfrageergebnisse auch einen eigenständigen Wert. Denn durch sie wird sichtbar, wie die Unternehmen ihre Situation bewerten und welche Erwartungen und Pläne sie für die nahe Zukunft haben. Diese Einschätzungen liefern Einsichten, die über eine objektive zahlenmäßige Erfassung von Tatbeständen hinausgehen. Werden die Fertigwarenlager oder der Personalbestand als zu groß oder zu klein angesehen, halten die Unternehmen ihre technischen Kapazitäten für ausreichen oder für zu gering und wie schätzen sie die Veränderung ihrer internationalen Wettbewerbsfähigkeit ein? Das sind interessante Bewertungen, die für eine Analyse der wirtschaftlichen Lage wichtigen Informationsgewinne liefern.

Ein Vergleich der Zeitreihen der Erzeugerpreise und der Preiserwartungen im ifo Konjunkturtest für das verarbeitende Gewerbe

50

Klaus Abberger

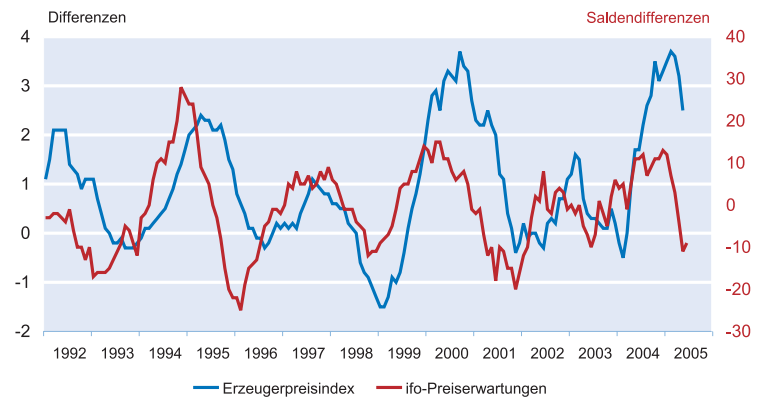
Die Erzeugerpreise, auch Produzentenpreise genannt, geben Aufschluss darüber, wie stark der Preisdruck auf der Produktionsebene ist. Zwar schwanken die Produzentenpreise in der Regel stärker als die Konsumentenpreise, doch können sie dennoch Hinweise auf eventuelle zukünftige Veränderungen der Konsumentenpreise geben. Der Index der Erzeugerpreise basiert auf monatlichen Erhebungen und wird vom Statistischen Bundesamt um den 20. des jeweiligen Folgemonats veröffentlicht. Der Index soll auf einer repräsentativen Grundlage die Entwicklung der Preise für die vom Bergbau und verarbeitenden Gewerbe sowie der Energie- und Wasserwirtschaft in Deutschland erzeugten und im Inland verkauften Produkte messen. Die folgende Analyse bezieht sich jedoch ausschließlich auf die Preisentwicklung im verarbeitenden Gewerbe.

In seinem monatlichen Konjunkturtest fragt das ifo Institut die teilnehmenden Unternehmen nach ihren voraussichtlichen inländischen Verkaufspreisänderungen in den nächsten drei Monaten. Den Befragten werden die Antwortkategorien »steigen«, »etwa gleich bleiben«, »fallen« vorgegeben. Aus den Antworten wird der Saldo der »Steigen«- und der »Fallen«-Meldeanteile gebildet. Abbildung 1 zeigt die Zeitreihe der Veränderungen der Erzeugerpreise gegenüber den jeweils selben Monaten des Vorjahres (Vorjahresdifferenzen) und die Zeitreihe der Vorjahresdifferenzen der ifo-Preiserwartungen. Da die Differenzenbildung eine (Phasen-)Verschiebung der Zeitreihen bewirkt, werden beide Zeitreihen auf diese Weise behandelt.¹ Die abgebildeten Zeitreihen enthalten den gleichen konjunkturellen Verlauf. Am aktuellen Rand zeigen die Reihen seit Beginn dieses Jahres eine nachlassende Preissteigerungstendenz an. Werden die Vorjahresdifferenzen der Erzeugerpreise mit den unbehandelten ifo-Preiserwartungen verglichen, ändert sich an der Gemeinsamkeit des konjunkturellen Verlaufs kaum etwas, jedoch wird der Vorlauf der ifo-Reihe leicht reduziert.

Um den konjunkturrelevanten Verlauf der beiden Zeitreihen besser beurteilen zu können, wurden für die Abbildung 2 die zyklischen Anteile in den Reihen, die eine Schwingungsdauer von weniger als 1,25 Jahren besitzen, mit Hilfe eines Hodrick-Prescott Filters unterdrückt.² Deutlich erkennbar wird, wie ähnlich der konjunkturelle Verlauf in den

Abb. 1

Vorjahresdifferenzen der Erzeugerpreise und der ifo-Preiserwartungen im verarbeitenden Gewerbe



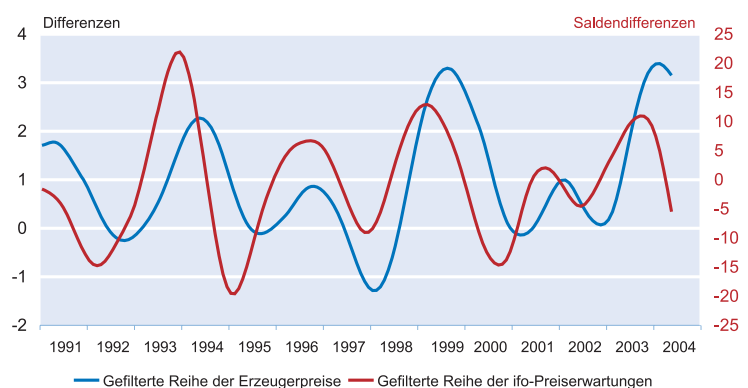
Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Institut.

beiden Zeitreihen ist. Weiterhin zeigt sich, dass die ifo Konjunkturtestdaten die oberen und unteren Wendepunkte vor den Erzeugerpreisen anzeigt.

Grundlegender lässt sich der Zusammenhang durch eine Spektralanalyse untersuchen. Die Spektralanalyse ist ein Hilfsmittel, mit dem die Zeitreihen in Schwingungskomponenten unterschiedlicher Frequenzen zerlegt werden. Die beiden oberen Graphiken in Abbildung 3 enthalten die Spektraldichteschätzungen für die Einzelzeitreihen. In beiden Reihen sind deutlich erkennbar zyklische Komponenten in einem Frequenzbereich um etwa 0.027 enthalten. Diese Frequenz entspricht einer Schwingung von drei Jahren. Die Graphik unten links in Abbildung 3 zeigt die geschätzte Kohärenz im relevanten Frequenzbereich. Die Kohärenz kann als quadratische Korrelation zwischen den beiden Zeitreihen innerhalb eines Frequenzbereichs interpretiert werden. Im konjunkturellen Frequenzbereich zeigt die Schätzung einen deutlichen Zusammenhang zwischen den Zeitreihen an. Das Pha-

Abb. 2

Gefilterte Vorjahresdifferenzen der Erzeugerpreise und der ifo-Preiserwartungen im verarbeitenden Gewerbe

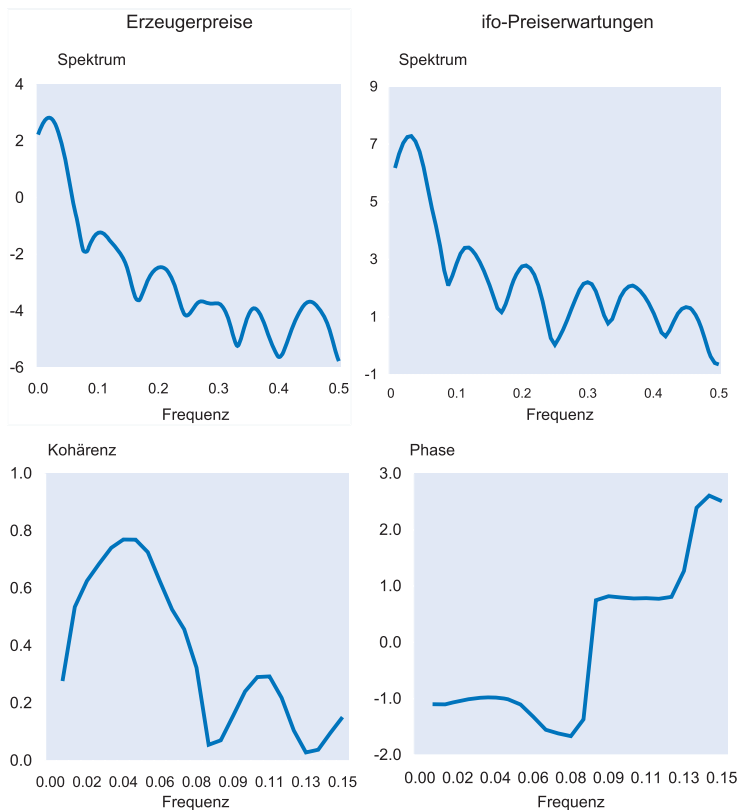


Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Institut.

¹ Für eine Diskussion dieser Eigenschaft vgl. Goldrian (2005).

² Für eine Erläuterung dieser Vorgehensweise vgl. Artis, Marcellino und Proietti (2003).

Abb. 3
Spektralanalyse der Zeitreihen



sendiagramm unten rechts in Abbildung 3 enthält eine Schätzung des Phasenspektrums. Mit diesem Instrument wird gemessen, ob die zyklischen Komponenten der beiden Zeitreihen zeitlich verschoben sind. Die geschätzten Werte deuten auf einen durchschnittlichen Vorlauf der konjunkturellen Komponente der ifo-Preiserwartungen von gut vier Monaten hin.³

Zusammenfassend kann festgehalten werden, dass die Ergebnisse des ifo Konjunkturtests zu den Preiserwartungen der befragten Unternehmer einen geeigneten Frühindikator für die Erzeugerpreise im verarbeitenden Gewerbe bilden. Die ifo-Zeitreihe enthält einen ähnlichen konjunkturellen Verlauf wie die Erzeugerpreisreihe. Die Konjunkturkomponente der ifo-Befragungsergebnisse besitzt einen durchschnittlichen Vorlauf von etwa vier Monaten vor den Erzeugerpreisen und zeigt die Wendepunkte in der Regel vorzeitig an. Zu diesem Vorlauf in den Zeitreihen kommt noch ein weiterer Vorlauf durch die verschiedenen Publikationszeitpunkte hinzu: Die ifo-Ergebnisse werden fast vier Wochen vor den amtlichen Daten veröffentlicht.

³ Werden die Vorjahresdifferenzen der Erzeugerpreise mit den unbehandelten ifo-Preiserwartungen verglichen, ergibt sich ein durchschnittlicher Vorlauf von knapp drei Monaten.

Literatur

Artis M., M. Marcellino und Proietti (2003), »Dating the Euro Area Business Cycle«, *C.E.P.R. Discussion Paper* No. 3696.

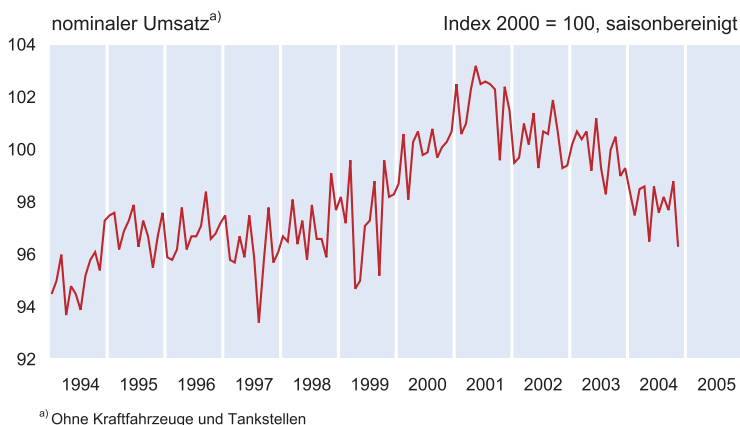
Goldrian, G. (2005), »Eine Anmerkung zur Aussagekraft von Wachstumsraten«, *ifo Schnelldienst* 58(13), 47–48.

Der Einzelhandel in Deutschland steckt unbestreitbar in einer Krise, seit Mitte 2002 gehen beispielsweise die nominalen Umsätze beständig zurück (vgl. Abb. 1). Zuletzt hat sich jedoch das ifo Geschäftsklima für den Einzelhandel im Dezember und im Januar positiv entwickelt. Deutet es damit auf ein Ende der Krise hin? Wie aus Abbildung 2 hervorgeht, stieg das Geschäftsklima auch im Laufe des Jahres 2003 spürbar an, ohne dass damit schon ein Ende der Umsatzrückgänge verbunden war. Allerdings gehen in das Geschäftsklima auch nicht explizit Befragungsergebnisse über die Umsatzentwicklung ein, sondern es wird als Mittelwert aus den Angaben zur Geschäftslage und zu den Geschäftserwartungen der Einzelhändler gebildet. Neben den eigenen Umsätzen sind bei der Beantwortung dieser beiden Fragen auch weitere Determinanten, wie etwa die Ertragslage, wichtig. Das Geschäftsklima ist außerdem nicht in erster Linie dafür konzipiert, längerfristige Tendenzen anzuzeigen. Vielmehr sollten sich die konjunkturellen Verläufe im ifo Geschäftsklima widerspiegeln.

Bei Konjunktur handelt es sich per Definition um die zyklischen Schwankungen um einen langfristigen Trend herum. Betrachtet man beispielsweise das Bruttoinlandsprodukt als Referenzgröße für die Gesamtwirtschaft, ist der Trend positiv, und die Wirtschaft befindet sich in einer Schwächephase, wenn das tatsächliche BIP unterhalb des Trendwertes liegt. Das Wachstum muss aber nicht kleiner als null sein, um eine Schwächeperiode zu markieren. Geht man nun von einem fallenden längerfristigen Verlauf aus, impliziert umgekehrt eine Erholungsphase, dass man sich oberhalb dieses Verlaufs befindet. Dies schließt jedoch nicht aus, dass das Wachstum weiterhin negativ ist.

Eine Referenzgröße für die Beurteilung der konjunkturellen Entwicklung im Einzelhandel sind die bereits angesprochenen nominalen Umsätze, die nun schon seit einiger Zeit eine negative Tendenz aufweisen. Um den zyklischen Verlauf der Einzelhandelsumsätze zu untersuchen, sind in Abbildung 3 die Differenzen der Umsätze zu den jeweiligen Vorjahreswerten abgebil-

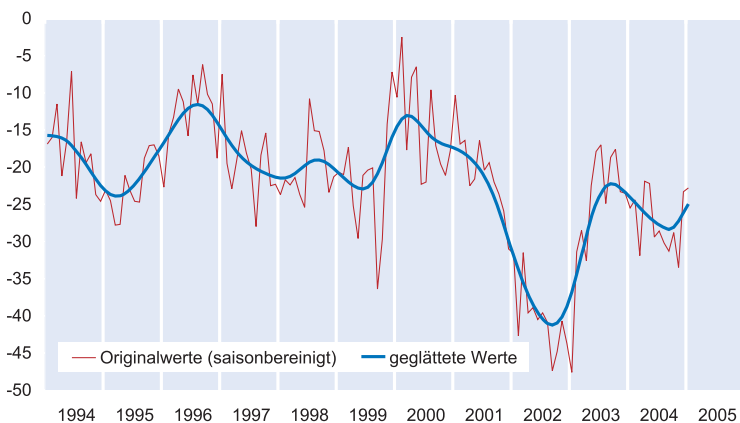
Abb. 1
Einzelhandel insgesamt



^{a)} Ohne Kraftfahrzeuge und Tankstellen

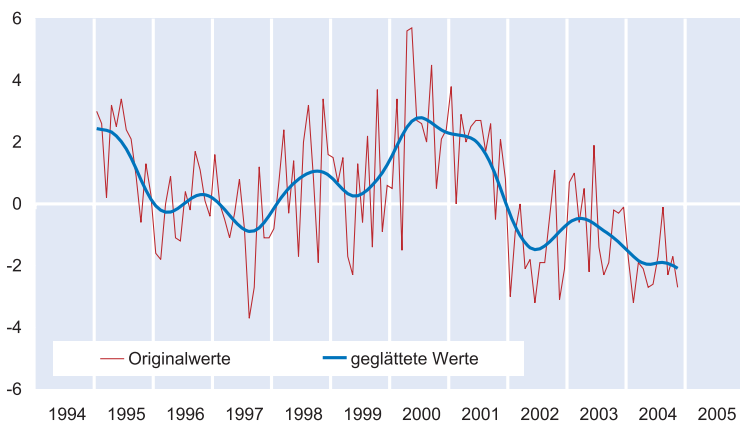
Quelle: Statistisches Bundesamt; Berechnungen des ifo Instituts.

Abb. 2
Geschäftsklima im Einzelhandel



Quelle: ifo Institut.

Abb. 3
Vorjahresdifferenz der Einzelhandelsumsätze



Quelle: Statistisches Bundesamt; Berechnungen des ifo Instituts.

det.¹ Sowohl die Zeitreihe der Vorjahresdifferenzen als auch das ifo Geschäftsklima verlaufen unruhig, wobei das Geschäftsklima noch vergleichsweise gut zu interpretieren ist. Ein Vergleich der geglätteten Versionen der beiden Zeitreihen zeigt, dass das Geschäftsklima ein hervorragender Indikator für den zyklischen Verlauf im Einzelhandel ist. Die Übereinstimmungen in den beiden Zeitreihen sind sehr deutlich erkennbar. Über das Jahr 2003 hinweg zeigen die Daten eine Erholung an, die sich 2004 aber nicht fortsetzte. Im Gegenteil, es kam erneut zu einer leichten Abkühlung. Die neuesten Zahlen deuten nun an, dass diese Abschwächung vorerst überwunden zu sein scheint. Da das ifo Geschäftsklima aber ein Indikator für den konjunkturellen Verlauf ist, bedeutet dies zunächst nur, dass der Druck auf die Umsätze im Einzelhandel nachzulassen scheint. Ob damit schon die seit längerem negative Tendenz in den Einzelhandelsumsätzen beendet ist, muss sich erst noch erweisen.

¹ Eine andere in der Zeitreihenanalyse häufig verwendete Methode zur Extraktion zyklischer Komponenten ist der Einsatz so genannter Bandpass-Filter (z.B. Baxter-King Filter). Diese Filter besitzen insbesondere den Vorteil, dass sie keine Phasenverschiebung der Zeitreihe bewirken. In dieser Anmerkung werden nur die auf Vorjahresdifferenzen basierenden Resultate vorgestellt, da diese Werte einfacher zu interpretieren sind. Die Ergebnisse gelten aber im Wesentlichen auch, wenn ein durch Bandpass-Filter ermittelter zyklischer Verlauf als Referenz verwendet wird.

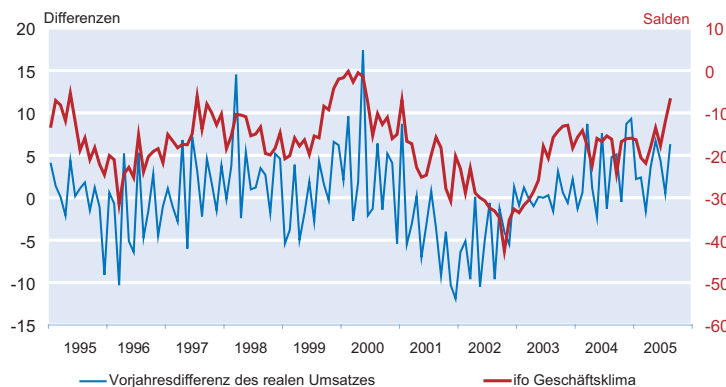
Das ifo Institut führt seit 1951 seine Konjunkturumfragen auch im Großhandelsbereich durch. Die Antworten der befragten Großhandelsunternehmen gehen unter anderem in den ifo Geschäftsklimaindex für die gewerbliche Wirtschaft ein. Das Geschäftsklima wird aus den Antworten zu zwei Fragen gebildet. Die Befragten werden gebeten, zum einen ihre momentane Geschäftslage und zum anderen ihre Erwartungen für die nächsten sechs Monate anzugeben. Die Intention, die hinter dem Geschäftsklima steht, ist, einen möglichst einfachen, aber auch zuverlässigen Frühindikator für die konjunkturelle Entwicklung der Wirtschaft zu erhalten.

Um den Verlauf des Geschäftsklimas im Großhandelsbereich bewerten zu können, kann es Zeitreihen der amtlichen Statistik gegenübergestellt werden. In Abbildung 1 ist die monatliche Zeitreihe der Veränderung des realen Umsatzes im Bereich Handelsvermittlung und Großhandel im Vergleich zum gleichen Monat des Vorjahres abgebildet. Die Daten stammen aus der monatlichen Konjunkturerhebung des Statistischen Bundesamtes und werden in der Regel gut 30 Tage nach dem Ende des Berichtsmonats veröffentlicht. Das ebenfalls abgebildete ifo Geschäftsklima für den Großhandel wird dagegen im Verlauf der letzten Woche des Berichtsmonats publiziert. Darüber hinaus werden die amtlichen Umsatzzahlen später noch revidiert, was bei den Geschäftsklimawerten nicht der Fall ist. Bevor die Reihen verglichen werden, sollte man beachten, dass die Bildung von Vorjahresveränderungsraten zwar eine beliebte Übung bei der Analyse der konjunkturellen Entwicklung ist, dass dieses Vorgehen aber auch Probleme beinhaltet. Die Berechnung von Vorjahresveränderungsraten ist rein technisch betrachtet eine Filterung der Zeitreihe, die als Nachteil mit sich bringt, dass die Zeitreihe und insbesondere die interessierenden Wendepunkte einer Phasenverschiebung unterzogen werden.¹ Um den Vergleich der Zeitreihen mit einem entsprechend behandelten Geschäftsklima zu ermöglichen, sind in Abbildung 2 die Zeitreihen der Vorjahresveränderung des realen Umsatzes und die Veränderung zum Vorjahr für das Geschäftsklima abgebildet.

¹ Für eine Diskussion dieser Eigenschaften vgl. G. Goldrian, Eine Anmerkung zur Aussagekraft von Wachstumsraten, ifo Schnelldienst 58 Jg., Nr. 13/2005, 47–48.

² Für eine Erläuterung dieser Vorgehensweise vgl. M. Artis, M. Marcellino und T. Proietti, Dating the Euro Area Business Cycle, C.E.P.R. Discussion Paper No. 3696/ 2003.

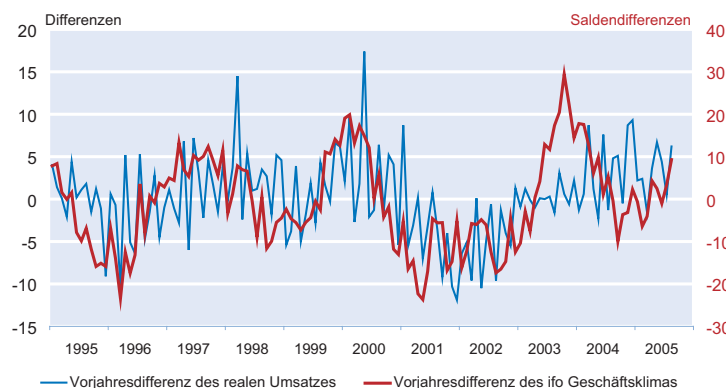
Abb. 1
Vorjahresveränderungen der realen Umsätze im Großhandel und ifo Geschäftsklima im Großhandel



Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Institut.

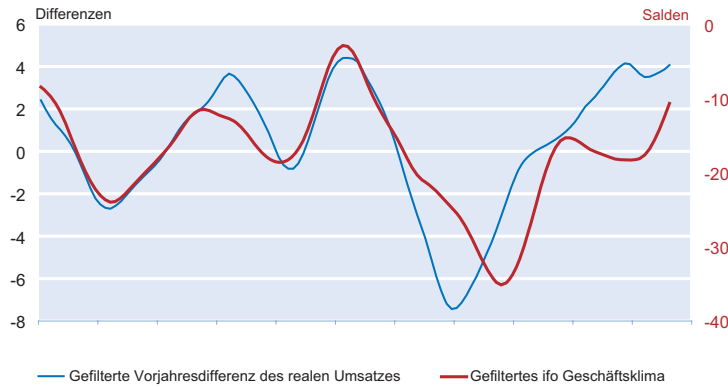
Zwar werden die befragten Großhandelsunternehmen ihre Geschäftslage nicht nur nach dem Umsatz, sondern auch anhand von anderen Einflussgrößen, etwa der Ertragslage, bewerten. Dennoch sollte sich sowohl im Geschäftsklima als auch in den Veränderungen der Umsätze eine ähnliche konjunkturelle Entwicklung zeigen. Dieser gemeinsame zyklische Verlauf ist auch in den beiden Abbildungen erkennbar. Er wird aber noch deutlicher, wenn die Reihen geglättet werden. In den Abbildungen 3 und 4 sind die geglätteten Zeitreihen enthalten. Zur Glättung wurde ein Hodrick-Prescott verwendet, der so eingestellt wurde, dass er Schwankungen mit einem Zyklus von weniger als 1,25 Jahren unterdrückt.² Das ifo Geschäftsklima zeigt den konjunkturellen Verlauf in der Regel mit einem Vorlauf vor den Umsatzveränderungen zuverlässig an. Eine Ausnahme bildet der untere Wendepunkt zum Ende des Jahres 2001. Zu dieser Zeit stieg die Erwartungskomponente des Geschäftsklimas deutlich an, die Lagebeurteilung folgte dieser Einschätzung aber nicht. Diese Entwicklung zeigte sich auch im Geschäftsklima für das verarbeitende Gewerbe. Tat-

Abb. 2
Vorjahresveränderungen der realen Umsätze im Großhandel und des ifo Geschäftsklimas im Großhandel



Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Institut.

Abb. 3
Vorjahresveränderungen der realen Umsätze im Großhandel und
ifo Geschäftsklima im Großhandel, jeweils geglättet



Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Institut.

sächlich war die gesamtwirtschaftliche Entwicklung in 2002 auch sehr moderat.

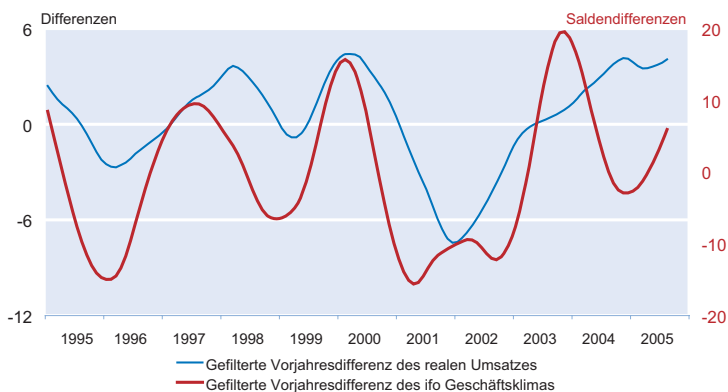
Betrachtet man die geglätteten Vorjahresveränderungen des Geschäftsklimas in Abbildung 4, ist die Wirkung dieser Filterung deutlich erkennbar. Der Vorlauf des Geschäftsklimas vor den Umsatzveränderungen hat sich erhöht, und auch der Wendepunkt im Jahr 2001 wird durch die ifo-Daten frühzeitig signalisiert. Neben der Verschiebung der Wendepunkte bewirkt die Bildung der Vorjahresdifferenzen auch, dass die Zyklen ausgeprägter sind als im ursprünglichen Geschäftsklima.

Das ifo Geschäftsklima scheint somit ein geeigneter Indikator für die konjunkturelle Entwicklung im Großhandel zu sein. Es besitzt im Vergleich zu Zahlen der amtlichen Statistik einen »Publikationsvorsprung«, d.h. es wird zeitnah veröffentlicht, und es wird nicht nachträglich revidiert. Für die Konjunkturanalyse ist darüber hinaus wichtig, wie stark ein Indikator um die in der Zeitreihe enthaltene Konjunkturkom-

ponente schwankt. Je stärker die Werte um das Konjunktursignal streuen, desto schwieriger wird die Interpretation des Indikators am aktuellen Rand. Möchte man beurteilen, ob eine Wende im Konjunkturverlauf eingetreten ist, muss man bei einem stärker schwankenden Indikator länger warten als bei einem glatteren Indikatorverlauf, da es schwieriger ist, das Konjunktursignal von Zufallsschwankungen zu unterscheiden. Um verschiedene Indikatoren hinsichtlich dieser Eigenschaft zu vergleichen, kann der Quotient zwischen der Varianz der Konjunkturkomponente (hier die Varianz der geglätteten Reihen) und der Varianz der Restkomponente (die Varianz der Reste der Zeitreihe, wenn die Konjunkturkomponente abgezogen wird) gebildet werden. Je größer dieser

Quotient ist, desto deutlicher ist das Signal, das von dem jeweiligen Indikator ausgeht. Im vorliegenden Fall ist der Quotient für die Vorjahresveränderungen der Großhandelsumsätze gleich 0,19, für das ifo Geschäftsklima gleich 5,36 und für die Vorjahresdifferenzen des Geschäftsklimas gleich 5,57. Es zeigt sich also auch nach diesem Kriterium, dass das ifo Geschäftsklima ein geeigneter Indikator ist, der frühzeitig relativ deutliche Signale über den Konjunkturverlauf gibt.

Abb. 4
Vorjahresveränderungen der realen Umsätze im Großhandel und des
ifo Geschäftsklimas im Großhandel, jeweils geglättet



Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Institut.

ifo Konjunkturtest zeigt noch kein Ende des Beschäftigtenabbaus im verarbeitenden Gewerbe an

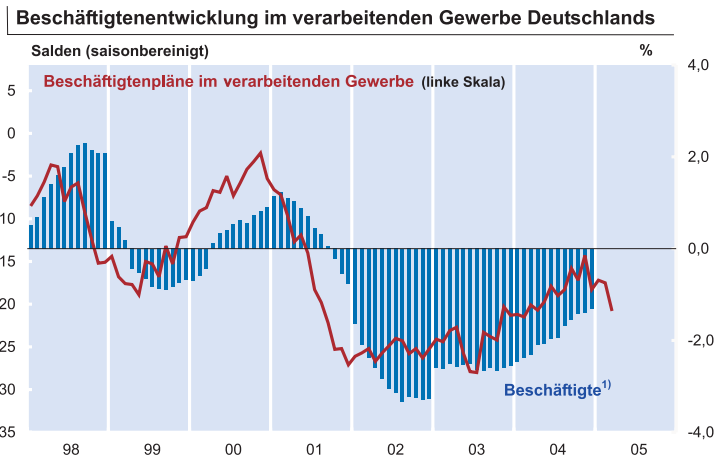
44

Klaus Abberger

Im verarbeitenden Gewerbe Deutschlands sind nach Angaben des Statistischen Bundesamtes im Januar 2005 über 200 000 Personen weniger beschäftigt als noch im Januar 2003.¹ Zuletzt nahm die Zahl der Beschäftigten im Jahr 2001 zu, doch fällt seit Herbst 2001 die Anzahl der im verarbeitenden Gewerbe beschäftigten Personen wieder. Die Abbildung enthält die monatlichen prozentualen Veränderungen der Anzahl der Beschäftigten im Vergleich zum jeweiligen Vorjahresmonat. Seit Herbst 2001 zeigen die Balken einen bis heute andauernden kontinuierlichen Rückgang der Beschäftigtenzahlen an. Im Verlauf des Jahres 2004 hat sich dieser Abbau jedoch merklich verlangsamt. Es stellt sich daher die Frage, ob der Stellenabbau nun bald zum Stillstand kommt?

Um frühzeitige Signale für eine Veränderung der Anzahl von Beschäftigten zu erhalten, fragt das ifo Institut in seinen monatlichen Unternehmensbefragungen auch nach den Beschäftigtenplänen der Unternehmer. Unter der Rubrik »Erwartungen für die nächsten drei Monate« wird gefragt: »Die Zahl der mit der Herstellung von XY beschäftigten Arbeitnehmer wird zunehmen/etwa gleich bleiben/abnehmen«. Aus den Antworten werden Salden gebildet, d.h. von der Zahl der »wird zunehmen«-Antworten wird die Anzahl der mit »abnehmen« beantworteten Fragen abgezogen.

Die in der Abbildung eingetragene Zeitreihe der Salden aus den ifo-Befragungen zeigt eine sehr gute Übereinstimmung mit der tatsächlichen Beschäftigtenveränderung bei einem deutlich erkennbaren Vorlauf auf. Der Beginn des Beschäftigtenabbaus im Herbst 2001 wird von den Befragungsergebnissen schon vier Monate zuvor angezeigt. Wichtig ist in diesem Zusammenhang jedoch, dass die faktische Nulllinie der Befragungssalden nicht dem Saldenwert null entsprechen muss. Das liegt an Asymmetrien bei den Antworten, die durch die Salden nicht erfasst werden. Bei der Interpretation von Befragungssalden sollte man diesen Sachverhalt immer im Auge behalten. Erschwert wird diese Problematik zudem dadurch, dass sich die faktische Nulllinie über die Zeit verändern kann. Liegt für die Saldenreihe eine geeignete Referenzzeitreihe vor, so wie im hier betrachtete Beispiel mit den tatsächlichen jährlichen Beschäftigtenveränderungen, kann eine Nulllinie geschätzt werden. Es ergibt sich für die Salden der Beschäftigtenpläne ein faktischer Nullwert, der in etwa im Bereich zwischen – 13 und – 14 liegt.



¹) Veränderung gegenüber dem jeweiligen Vorjahresmonat in %. Aufgrund von Umstellungen der Klassifizierung ergibt sich im Januar 2003 ein Sprung in der Reihe.
Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Konjunkturtest (Deutschland).

Im Verlauf des Jahres 2004 zeigen die Beschäftigtenpläne der Unternehmen im verarbeitenden Gewerbe eine deutliche Verlangsamung des Beschäftigtenabbaus an. Diese Tendenz ließ darauf hoffen, dass der Abbau bald zum Stillstand kommen könnte. Doch seit Dezember sind die Ergebnisse der Befragungen wieder pessimistischer. Zwar ist es noch zu früh, eine erneute nachhaltige Verschärfung des Stellenabbaus aus diesen Zahlen zu diagnostizieren, doch machen sie auch leider keine Hoffnung darauf, dass im ersten Halbjahr 2005 das Ende des Abbaus erreicht wird und dass das verarbeitende Gewerbe in Kürze wieder positiv zur Beschäftigtenentwicklung in Deutschland beitragen kann.

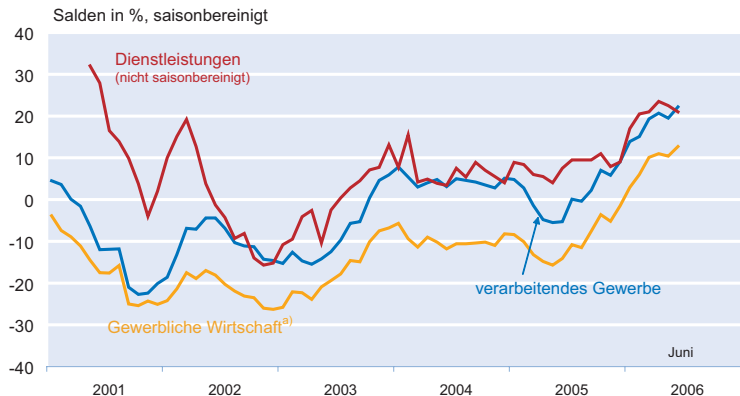
¹ Vgl. Monatsberichte im verarbeitenden Gewerbe. Zur Definition der Beschäftigten siehe dort. Zu den Beschäftigten zählen u.a. auch Teilzeitbeschäftigte.

Der ifo Geschäftsklimaindex setzte seine seit dem Frühjahr 2005 anhaltende Aufwärtsentwicklung auch in diesem Jahr fort. Die befragten Unternehmen bewerteten ihre momentane Geschäftssituation von Monat zu Monat zunehmend günstiger. Die Geschäftserwartungen stiegen im ersten Quartal ebenfalls, doch sind die Befragungsteilnehmer danach etwas zurückhaltender bezüglich der zukünftigen Entwicklung geworden. Diese Korrektur in den Geschäftserwartungen setzte sich im Juni aber nicht weiter fort.

In der Öffentlichkeit ist diskutiert worden, ob die deutliche Aufhellung des Geschäftsklimas nicht überzogen sei und die tatsächliche konjunkturelle Entwicklung nicht überzeichnet dargestellt würde. Seine Sicht zu dieser Entwicklung hat das ifo Institut bereits dargelegt¹, so dass an dieser Stelle darauf nicht weiter eingegangen werden soll. Interessant ist aber zu beleuchten, wie dieser deutliche Anstieg zustande kam. Es zeigt sich nämlich, dass in allen vier Wirtschaftsbereichen, die im ifo Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft erfasst werden – dem verarbeitenden Gewerbe, dem Bauhauptgewerbe, dem Einzel- und dem Großhandel – und darüber hinaus auch im Dienstleistungsgewerbe, wie es im ifo Geschäftsklima für das Dienstleistungsgewerbe erfasst wird, die Bewertungen der Unternehmer deutlich positiver geworden sind. Auch innerhalb dieser Wirtschaftsbereiche ist die Verbesserung in nahezu allen Unterbereichen sichtbar. Es ist also nicht so, dass nur wenige Branchen, die eventuell von besonderen Faktoren profitieren, den Index nach oben getrieben haben. Es ist auch nicht so, dass nur die Antworten von Großunternehmen für die Verbesserung verantwortlich sind, denn auch das aus dem ifo Konjunkturtest berechnete KfW-ifo-Geschäftsklima für kleine und mittlere Unternehmen hat sich erheblich aufgehellt. Zwar sind die Antworten dieser Unternehmen grundsätzlich etwas vorsichtiger als die der großen Firmen, doch hat sich auch in diesem Bereich der Wirtschaft das Geschäftsklima seit dem Frühjahr des letzten Jahres erheblich aufgehellt. Der deutliche Anstieg des ifo Geschäftsklimaindex ist

¹ H.-W. Sinn und K. Abberger, »Zur Prognosekraft des ifo Indikators«, ifo Schnelldienst 59. Jg., Nr. 4/2006, 35–36.

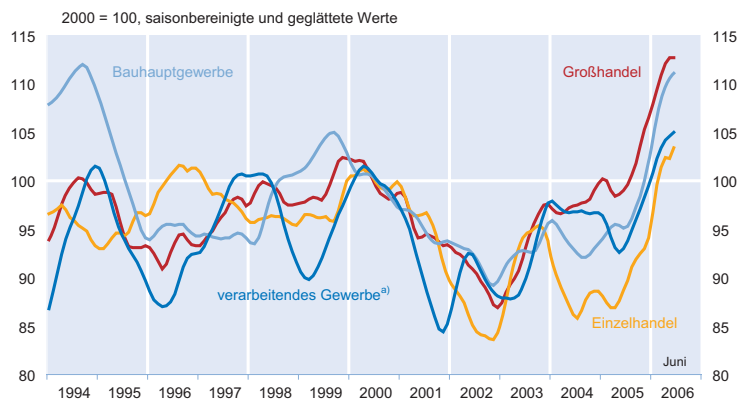
Abb. 1
Geschäftsklima im Vergleich



^{a)} Verarbeitendes Gewerbe, Bauhauptgewerbe, Groß- und Einzelhandel.

Quelle: ifo Konjunkturtest.

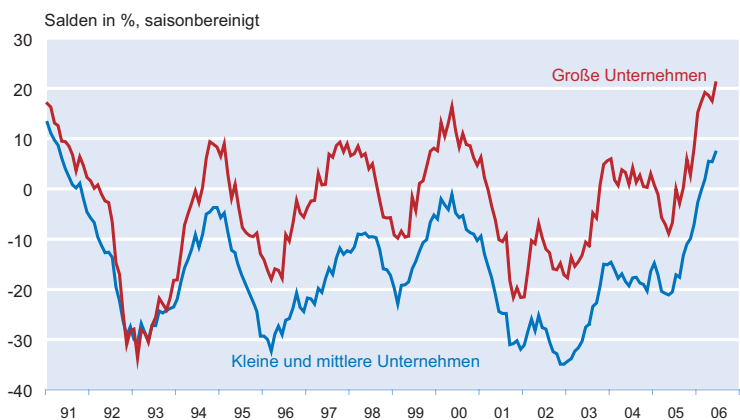
Abb. 2
Geschäftsklima nach Sektoren



^{a)} Verarbeitendes Gewerbe ohne Nahrungs- und Genussmittel.

Quelle: ifo Konjunkturtest.

Abb. 3
Geschäftsklima: Gewerbliche Wirtschaft



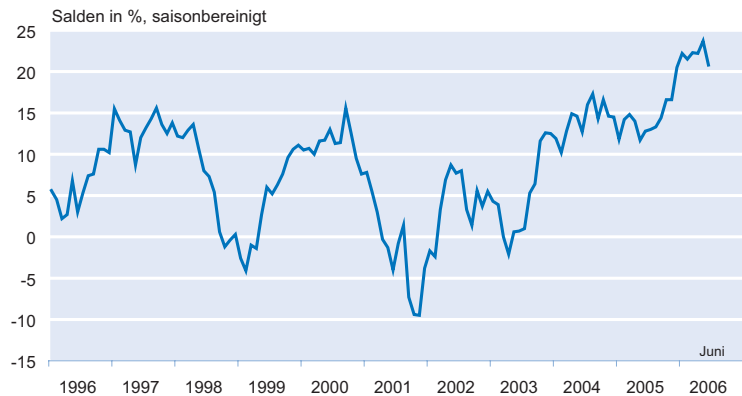
Quelle: ifo Konjunkturtest.

demnach das Ergebnis einer positiven Entwicklung, die die Wirtschaft weit durchdrungen hat.

Ein stabiles Fundament für die wirtschaftliche Entwicklung bildet weiterhin der Export des verarbeitenden Gewerbes. Trotz einer Korrektur im Juni bewerteten die für den ifo Konjunkturtest befragten Industrieunternehmen ihre Chancen im Exportgeschäft weiterhin sehr positiv. Neben einer robusten Weltkonjunktur dürfte ein weiterer Grund für diesen Optimismus darin liegen, dass die Unternehmen deutliche Verbesserungen bei ihrer Wettbewerbsposition sowohl auf den ausländischen Märkten innerhalb der EU als auch außerhalb der EU sahen. Diese Entwicklung schlug sich auch in der Beurteilung des Auftragsbestandes aus dem Ausland nieder, die sich im ersten Halbjahr erheblich verbessert hat.

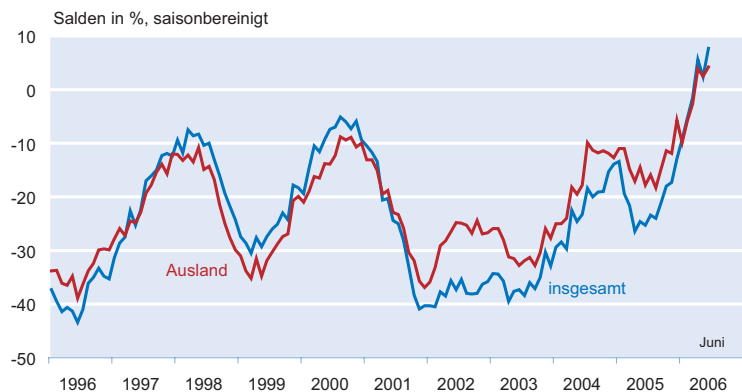
Neben der positiveren Bewertung des ausländischen Auftragsbestandes zeigten sich die Industrieunternehmen aber auch erheblich zufriedener mit dem Auftragsbestand insgesamt, so dass sich daraus eine erfreuliche Entwicklung der inländischen Nachfrage ableiten lässt. Zusammen mit den Geschäftsklimaverbesserungen im Bauhauptgewerbe, im Großhandel und im Einzelhandel ergibt sich daher das Bild einer lebhafteren Binnenkonjunktur. Die Unzufriedenheit bei den Unternehmen des Bauhauptgewerbes über ihre Auftragsbestände hat sich im Verlauf dieses Halbjahres merklich abgeschwächt, und die Kapazitätsauslastung wurde gesteigert. Bei den Einzelhändlern ist die Unzufriedenheit über zu große Lagerbestände deutlich zurückgegangen, und die Konsumgütergroßhändler berichteten von einer positiven Tendenz bei ihren beabsichtigten Bestellungen. Ein weiteres Indiz für eine größere Dynamik im Inland ist, dass die Produktionspläne der Gebrauchsgüterhersteller seit Herbst letzten Jahres deutlich expansiver geworden sind. Die Entwicklung ist in diesem Bereich sogar dynamischer als bei den Investitionsgüterherstellern gewesen. Die Vorleistungsgüterhersteller gingen bei ihren Planungen im Verlauf des 2. Quartals sogar von weniger starken Produktionssteigerungen aus. Allerdings wurde den Angaben der Unternehmen zufolge die Produktionstätigkeit in diesem Bereich in der Vergangenheit besonders deutlich ausgeweitet. Eine ähnliche

Abb. 4
Exportorerwartungen im verarbeitenden Gewerbe^{a)}



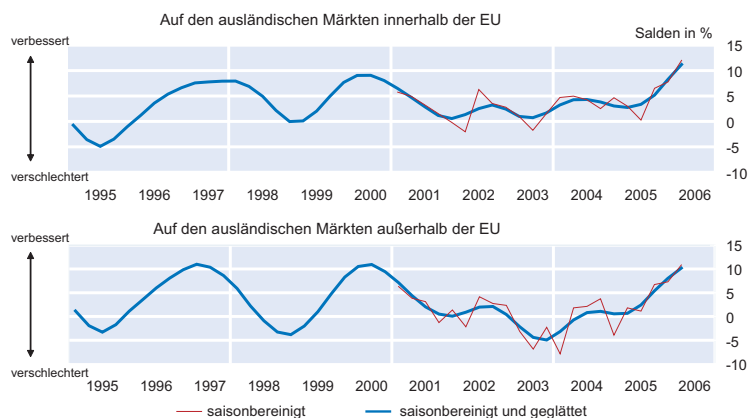
^{a)} Ohne Ernährungsgewerbe und Tabakverarbeitung.
Quelle: ifo Konjunkturtest.

Abb. 5
Beurteilung des Auftragsbestandes im verarbeitenden Gewerbe^{a)}



^{a)} Ohne Ernährungsgewerbe und Tabakverarbeitung.
Quelle: ifo Konjunkturtest.

Abb. 6
Wettbewerbsposition^{a)} verarbeitendes Gewerbe



^{a)} Ohne Ernährungsgewerbe und Tabakverarbeitung.
Quelle: ifo Konjunkturtest.

30 Im Blickpunkt

Entwicklung zeigt sich bei dem großen Dienstleistungsbereich der Datenverarbeitung. Nach einer deutlichen Aufhellung des Geschäftsklimas scheint hier eine gewisse Beruhigung einzukehren.

Auch wenn sich in einigen Industrie- und Dienstleistungsbereichen die Euphorie über die zukünftige Entwicklung etwas abschwächt, deutet das ifo Geschäftsklima insgesamt auf eine positive Entwicklung hin. In der Industrie zeigt sich dies auch an der Beurteilung der technischen Kapazitäten, die weniger häufig als zu groß eingestuft werden und damit auf eine Steigerung der Investitionstätigkeit hindeuten. Auch die negativen Beschäftigtenplanungen haben sich zu Jahresbeginn deutlich entspannt. Allerdings ist diese Entwicklung in den letzten Monaten ins Stocken geraten.

Abb. 7

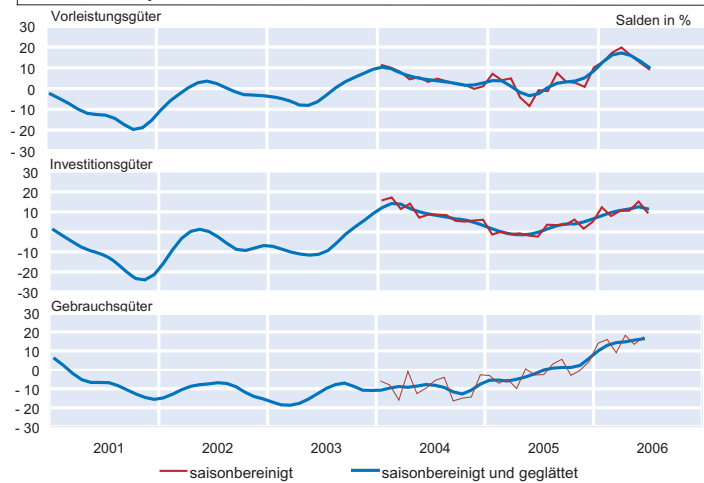
Produktionspläne^{a)} verarbeitendes Gewerbe

Abb. 8

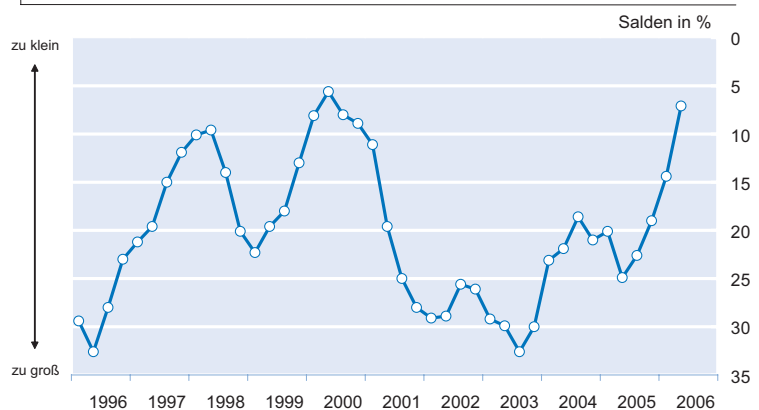
Beurteilung der technischen Kapazitäten im verarbeitenden Gewerbe^{a)}

Abb. 9

Beschäftigungsplanung in der gewerblichen Wirtschaft



Indikatoren zur Wettbewerbsposition der deutschen

Wirtschaft

Wie schätzen deutsche Industriefirmen ihre Wettbewerbsposition ein?

41

Gernot Nerb

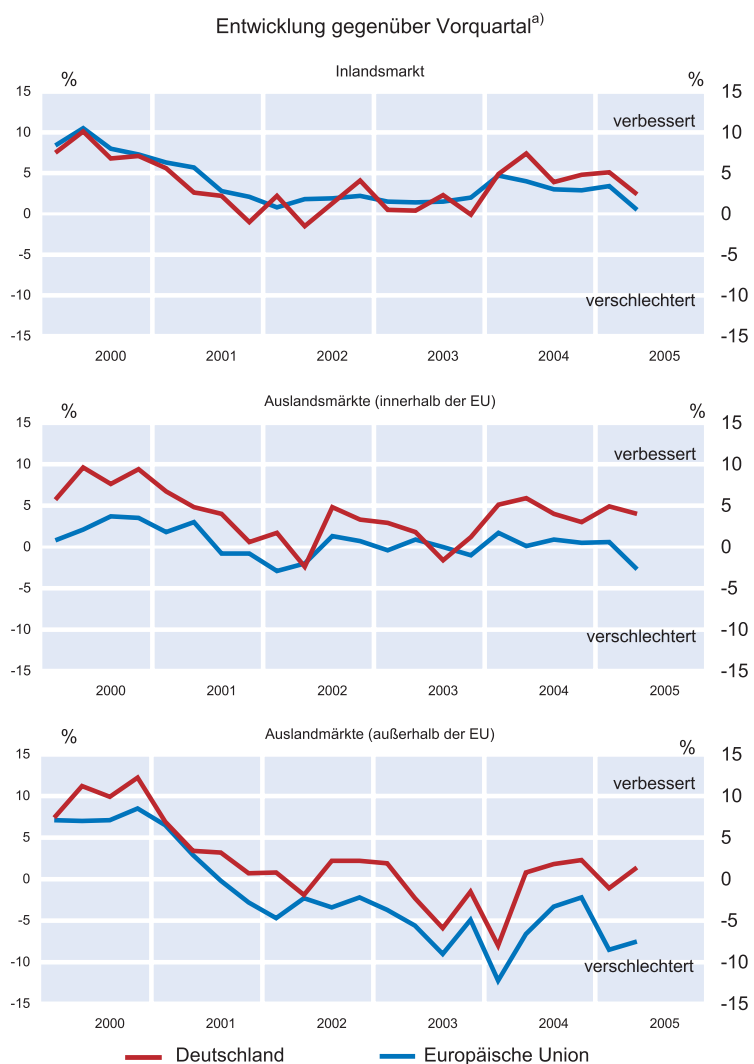
Für ein einzelnes Unternehmen ist ein Hauptkriterium für die Beurteilung der Wettbewerbsposition, ob es gelingt, den eigenen Marktanteil zu erhalten oder zu erhöhen. Die wesentlichen Stellgrößen des Unternehmens sind dabei der Preis und die Qualität der angebotenen Leistungen. Hinzu kommen noch eine Reihe anderer Faktoren, die – nicht erschöpfend – am Beispiel von Dienstleistungsunternehmen in Tabelle 2 zusammengestellt sind. Angesichts der Komplexität der Einflussgrößen ist es eine große Hilfe für den außenstehenden Analysten, dass seit 1997 in vierteljährlichem Rhythmus die Industrieunternehmen im Rahmen der harmonisierten EU-Konjunkturumfragen selbst eine Einschätzung ihrer Wettbewerbsposition abgeben.¹ Diese Meldungen zur Entwicklung der Wettbewerbsposition in den zurückliegenden Monaten erfolgen getrennt für den nationalen Markt, den EU-Markt und den internationalen Markt außerhalb des EU-Raums.

Vor kurzem haben die zwei französischen Konjunkturforscher Aubert und Leclair (2005) nachgewiesen, dass ein Indikator auf der Basis dieser Selbsteinschätzungen der Unternehmen sehr gut übereinstimmt mit anderen traditionellen Indikatoren für die Wettbewerbsfähigkeit, die u.a. auf der Entwicklung der Arbeitsproduktivität, der realen Wechselkurse oder der relativen Kostenentwicklungen (Kosten des eigenen Unternehmens in Relation zu denen der Wettbewerber) basieren und die meist nur mit erheblicher zeitlicher Verzögerung erstellt werden können. Sie kommen zu dem Schluss, dass diese Umfragedaten zur Wettbewerbsposition nicht nur sehr aussagefähig sind auf der Unternehmens-ebene, sondern auch – was für den Konjunkturforscher noch wichtiger ist – auf aggregierter Ebene, um damit die Wettbewerbsentwicklungen einer Branche oder in einem ganzen Sektor beurteilen zu können. Diese französischen Forschungsergebnisse legen es nahe, solche Umfragedaten auch für einen europäischen Vergleich zu nutzen.

Wie aus Abbildung 1 hervorgeht, hat die Einschätzung der Wettbewerbsposition

Abb. 1

Wettbewerbsposition: Industrie Deutschland – Europäische Union

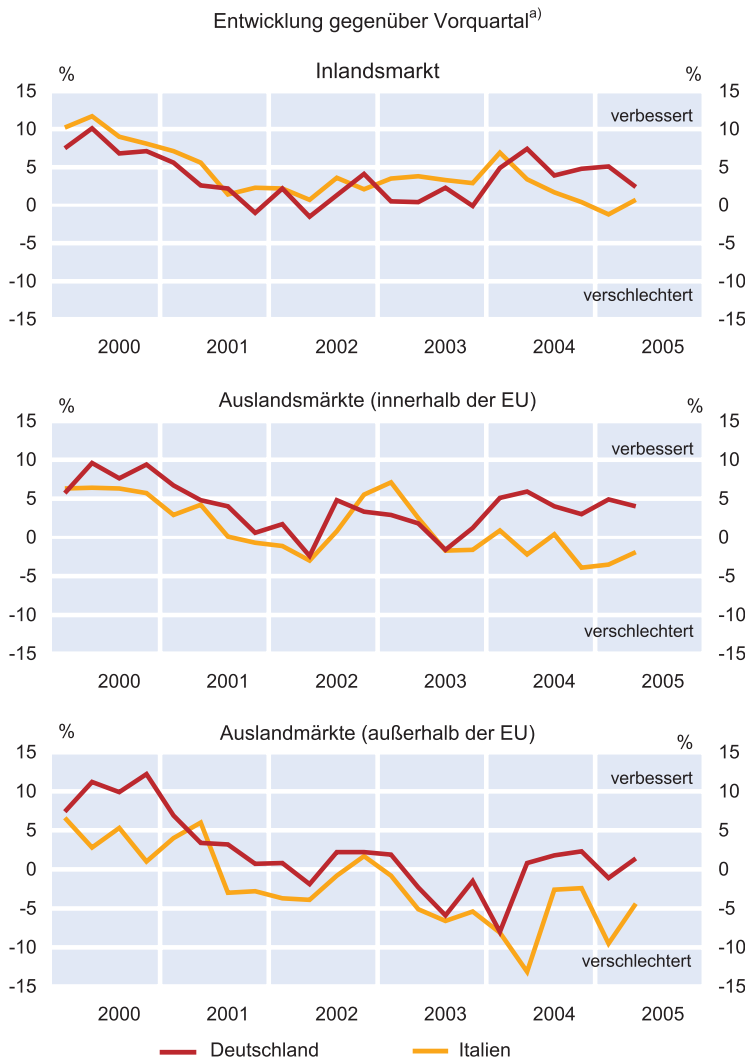


^{a)} Salden (Differenz d. positiven u. negativen Meldeanteile), saisonbereinigte Werte.

Quelle: EU-Kommission; ifo Konjunkturtest.

¹ Wortlaut der Fragestellung: Unsere Wettbewerbsposition für Produktgruppe xy hat sich in den letzten drei Monaten gegenüber den drei Monaten davor auf dem Inlandsmarkt, den Auslandsmärkten innerhalb und den Auslandsmärkten außerhalb der Europäischen Union verbessert/nicht verändert/verschlechtert/bzw. wir exportieren nicht. Die mit der Firmengröße gewichteten Meldeanteile sind in Abb. 1 bis 3 zu sog. Salden, d.h. Differenzen der positiven und negativen Meldeanteile, zusammengefasst.

Abb. 2

**Wettbewerbsposition: Industrie
Deutschland – Italien**


^{a)} Salden (Differenz d. positiven u. negativen Meldeanteile), saisonbereinigte Werte.

Quelle: EU-Kommission; ifo Konjunkturtest.

der deutschen Industrie auf den Auslandsmärkten (innerhalb und außerhalb der EU) sich schon seit Anfang 2000 günstiger entwickelt als im Durchschnitt aller europäischen Industrieunternehmen. Auch auf dem Inlandsmarkt wurde zuletzt die Entwicklung der Wettbewerbsfähigkeit in Deutschland positiver eingeschätzt, als dies im EU-Durchschnitt der Fall ist. Der deutsche Wettbewerbsvorsprung wird besonders deutlich bei einem Vergleich mit den entsprechenden Umfragedaten aus der italienischen und französischen Industrie (vgl. Abb. 2 und Abb. 3).

Der Hauptgrund für das relativ gute Abschneiden der deutschen Industrie dürfte vor allem in der in Deutschland schon seit mehreren Jahren konsequenteren Kostenreduktion als

in den anderen EU-Ländern liegen. Häufig ging dieser Prozess in Deutschland einher mit einer Auslagerung von lohnintensiven Produktionsaktivitäten in kostengünstigere Länder, insbesondere nach China und nach Osteuropa. Aber auch die stärkere Umstrukturierung der Produktion an deutschen Standorten in Richtung auf ein längerfristig erfolgreiches Produktsortiment führte offenbar in den deutschen Industrieunternehmen zu Wettbewerbsvorsprüngen. Im Vergleich dazu erfolgte z.B. in Italien der Strukturwandel in der Industrie wesentlich zögerlicher. Dies rächt sich unter anderem darin, dass die italienische Industrie viel mehr als die deutsche unter den Einfuhren von Fertigwaren aus Niedriglohnländern zu leiden hat, wo etwa im Falle von Textilien und Schuhen ähnliche Produkte zu weitaus niedrigeren Kosten produziert werden können als in Italien.

Die unterschiedlichen Unternehmensstrategien schlagen sich auf der Gesamtebene z.B. darin nieder, dass nach der jüngsten Erhebung des Ifo World Economic Survey die Hauptprobleme in Italien in mangelnder internationaler Wettbewerbsfähigkeit gesehen werden, während in Deutschland – nicht zuletzt wegen der Verlagerung von lohnintensiven Produktionsaktivitäten in das kostengünstigere Ausland – Arbeitslosigkeit und eine zu geringe Binnennachfrage die Hauptprobleme darstellen, nicht dagegen die internationale Wettbewerbsfähigkeit (Nerb und Stangl 2005).

Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Industrie und des Dienstleistungssektors im internationalen Vergleich anhand von Rating-Ergebnissen

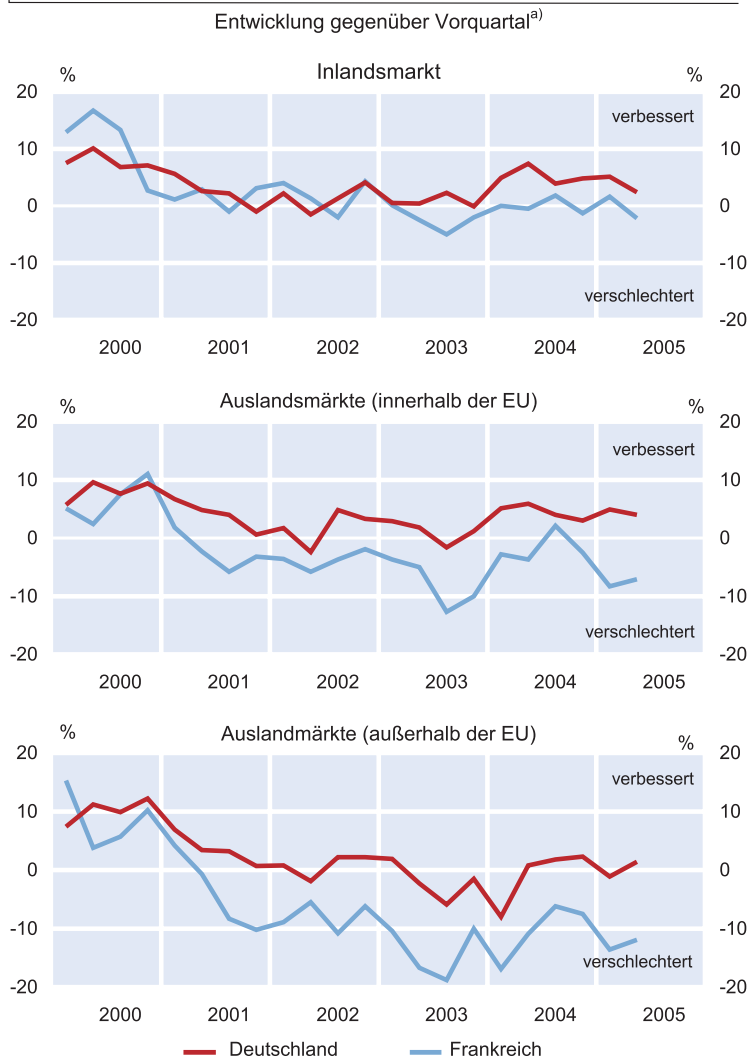
Industrie

Die relativ gute Wettbewerbsposition der deutschen Industrie spiegelt sich auch in dem Rating von FERl² wider. Bei diesem Rating werden nicht nur Indikatoren der preislichen Wettbewerbsfähigkeit berücksichtigt, sondern auch Indikatoren zu Wachstumsperspektiven und zur Ertragsentwicklung (vgl. Tab. 1). Nach diesen Rating-Ergebnissen liegt die deutsche Industrie deutlich über dem Durchschnitt des Euroraums und weist auch bessere Werte auf als die US-amerikanische Industrie. Einige EU-Länder wie z.B. Österreich,

² FERl Research GmbH, Bad Homburg.

Abb. 3

Wettbewerbsposition: Industrie Deutschland – Frankreich



^{a)} Salden (Differenz d. positiven u. negativen Meldeanteile), saisonbereinigte Werte.

Quelle: EU-Kommission; ifo Konjunkturtest.

Polen und die Tschechische Republik liegen aber im Ranking noch deutlich vor Deutschland.

Dieses Bild, wonach Deutschlands Industrie im internationalen Vergleich einen guten Mittelplatz einnimmt, gilt für die meisten Branchen, so z.B. für die Nahrungsmittelindustrie, den Maschinenbau, die Elektroindustrie und auch die Textil- und Bekleidungsindustrie. In einigen speziellen Produktsparten – vor allem des Maschinenbaus und der Elektroindustrie – steht Deutschland sogar an der Spitze der Industrieländer. Dies gilt z.B. für den Spezialmaschinenbau, den Werkzeugmaschinenbau für Dampfturbinen sowie für elektro-optische Ausrüstungen (vgl. Abb. 4).

Dienstleistungen

Deutlich weniger günstig als in der Industrie fallen die FERI Rating-Ergebnisse im Dienstleistungsbereich aus (vgl. Abb. 5). Es sei allerdings nochmals betont, dass in diese FERI-Einstufungen nicht nur Indikatoren für die preisliche oder qualitative Wettbewerbsfähigkeit eingehen, sondern auch Faktoren wie die Wachstumsaussichten und der Ertragstrend.³ Da für die meisten Dienstleistungsbranchen in Deutschland der Inlandsabsatz bei weitem dominiert, schlägt sich in den deutschen Rating-Ergebnissen die seit einigen Jahren zu beobachtende Schwäche der inländischen Nachfrage besonders negativ nieder. Es macht sich schmerzlich bemerkbar, dass die deutschen Dienstleistungsunternehmen – ganz anders als dies in der Industrie üblich ist – das Auslandsgeschäft bisher häufig vernachlässigt haben. Selbstverständlich gibt es eine Reihe von Ausnahmen, wie etwa die Firma SAP, aber generell zeigt sich, dass auch in jenen Dienstleistungsbranchen, wo in anderen Ländern ein reger internationaler Leistungsaustausch üblich ist, die deutschen Firmen häufig weit unterdurchschnittlich am Außenhandel beteiligt sind. Es gibt viele Anzeichen dafür, dass die mangelnde Auslandsaktivität der deutschen Dienstleister nicht nur mit den hohen deutschen Lohnkosten zu tun hat, sondern auch auf Faktoren wie mangelnde internationale Kooperationsbereitschaft, unterentwickelte Dienstleistungsmentalität und zum Teil auch auf Ausbildungsdefizite, wie insbesondere mangelnde Fremdsprachenkenntnisse und Auslandserfahrung, zurückzuführen ist. Offensichtlich hat sich an diesem Defizit in den letzten Jahren wenig geändert; bereits im Jahre 1999 hat das ifo Institut diese Faktoren als Hauptursachen für die mangelnden Auslandsaktivitäten bei unternehmensbezogenen Dienstleistungen herausgefunden (Hild et al. 1999). Eine – nicht erschöpfende – Auflistung der Erfolgsfaktoren für internationale Dienstleistungsunternehmen findet sich in der Tabelle 2.

Zusammenfassung

Die deutsche Industrie weist insgesamt eine hohe Wettbewerbsfähigkeit auf; dies gilt insbesondere für eine Reihe von Produktgruppen des Maschinenbaus und der Elektroindustrie. Zu einem erheblichen Teil dürfte dieses an sich po-

³ Siehe Klassifikationsschema in Tabelle 1.

Tab. 1
FERI-Klassifikation

Indikatoren	Industrie	Dienstleistungen
Wachstum	30	40
Wettbewerbsfaktoren	30	20
Inlandspreise	9	–
Auslandspreise	9	–
Importanteile	6	–
Exportanteile	6	–
Gewinnrate	30	40
Konjunkturanfälligkeit	10	–
Summe	100	100

Die Einzelindikatoren werden auf einer Punkteskala von 1 bis 100 normiert. Für jeden Indikator werden zwei historische Jahre und fünf Progno-sejahre einbezogen. Die in der Tabelle wiedergegebenen Gewichte entsprechen der Bedeutung der jeweiligen Messzahl für die Gesamtbewertung.

Quelle: FERI Research Bad Homburg.

sitive Gesamtergebnis durch Teilebezug von ausländischen Unternehmen in Niedriglohnländern und durch Verlagerung von ganzen Produktionsstufen in eigene Betriebe im Ausland erreicht worden sein. Die Kehrseite dieser Entwicklung sind häufig erhebliche personelle Freisetzungen an deutschen Standorten. Es ist bisher nur unzureichend gelungen, die im Zuge dieser Umstrukturierung freigesetzten Arbeitnehmer anderweitig wieder zu beschäftigen, was zu dem starken Anstieg der Arbeitslosigkeit in Deutschland führte.

Im Dienstleistungssektor sieht die internationale Wettbewerbsposition demgegenüber wesentlich ungünstiger aus. Die deutschen Dienstleister haben sich auch in jenen Branchen, in denen ein internationaler Leistungsaustausch in anderen Ländern die Regel ist, zu sehr auf das Inlandsgeschäft konzentriert. Hierdurch wurden viele Beschäftigungsmöglichkeiten verschenkt. Nachdem der Dienstleistungssektor der mit Abstand wichtigste Arbeitgeber ist – rund 70% der Erwerbstä-

tigen sind hier angesiedelt – muss alles daran gesetzt werden, die wirtschaftliche Dynamik im Dienstleistungssektor zu erhöhen. Hierzu gehören neben der Flexibilisierung des Arbeitsmarktes (Stichworte: Erhöhung der Arbeitsmobilität, Lohnflexibilisierung) eine verstärkte internationale Kooperation und die generelle Bereitschaft, sich stärker auf Auslandsmärkten zu engagieren. Inwieweit die geplante EU-Dienstleistungsrichtlinie dazu beitragen kann, die Hindernisse beim Dienstleistungsexport zu verringern und gleichzeitig den Wettbewerb im Inland zu beleben, soll in einem separaten Beitrag erörtert werden.⁴

Literatur

- Aubert, P. und M. Leclair (2004), »How Informative Are Firms' Statements about Competitiveness? Assessing the Quality of Information about Competitiveness in the French Quarterly Business Survey«, Paper präsentiert auf der 27. CIRET Konferenz in Warschau, September 2004.
- FERI, Market Forecast and Rating, Bad Homburg, Branchenberichte verschiedener Jahrgänge.
- Hild, R. et al. (1999), *Marktpotentiale für unternehmensbezogene Dienstleistungen im globalen Wettbewerb*, ifo Studien zur Strukturforchung 30, ifo Institut für Wirtschaftsforschung, München.
- Krämer, H. (2000), »Erfolgsfaktoren für globale Dienstleistungsunternehmen«, in K. Mangold (Hrsg.), *Dienstleistungen im Zeitalter globaler Märkte – Strategien für eine vernetzte Welt*, Gabler Verlag, Frankfurt/M. und Wiesbaden, 205–236.
- Nerb, G. und A. Stangl (2005) »Indikator für Weltwirtschaftsklima bleibt in der Abkühlungsphase«, in *ifo Schnelldienst* 58(10), 33–40.
- O'Farrell, P.N., M. Scheurer und E. Schmidt (1999), *Internationalisierung von Unternehmensdienstleistungen*, Untersuchungen des RWI, Heft 30, Essen.

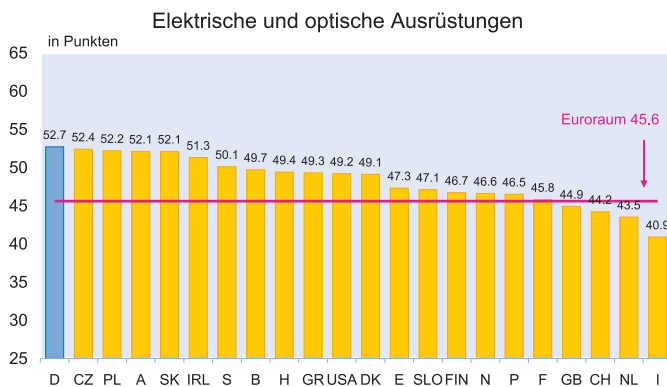
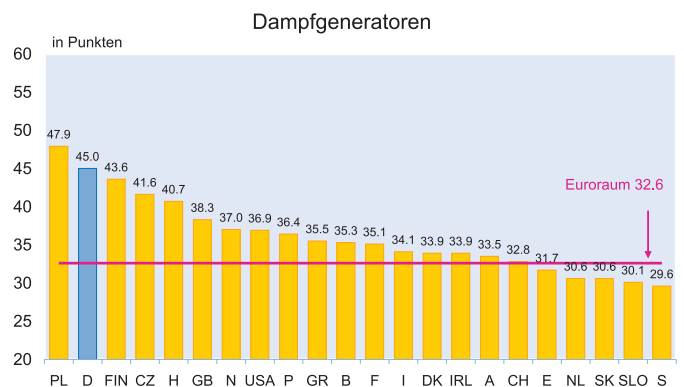
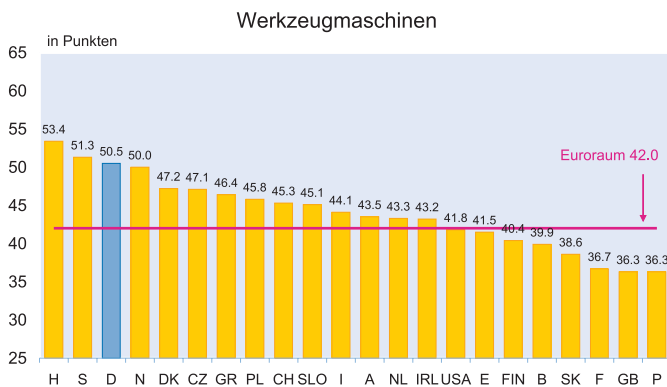
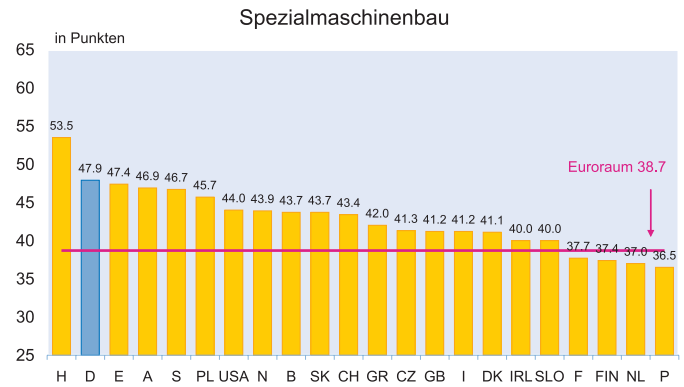
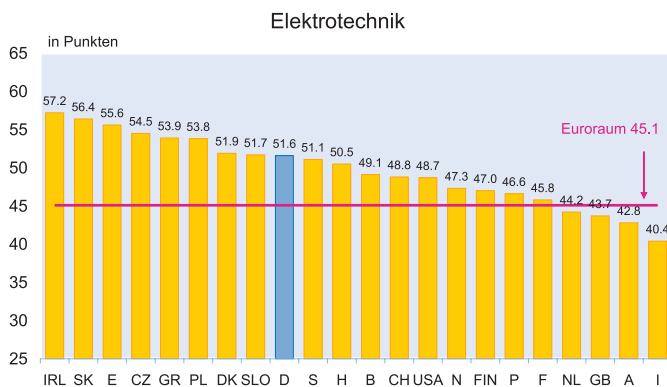
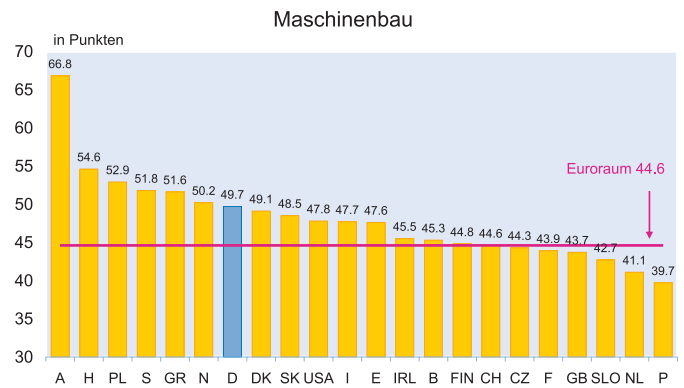
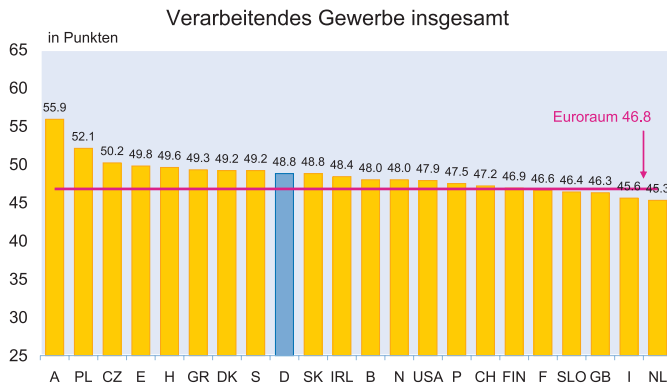
⁴ Eine Studie zum Thema »Chancen und Risiken veränderter Rahmenbedingungen für die Dienstleistungsunternehmen durch die EU-Dienstleistungsrichtlinie« ist in Vorbereitung.

Tab. 2
Erfolgsfaktoren für internationale Dienstleistungsunternehmen

– Qualifiziertes Personal	– Breite an Serviceleistung, Skalenerträge
– Reputation, Image, Markenname	– Spezialisierung und Angebotstiefe
– Qualität, Qualitätskonstanz und -garantie	– Alter und Erfahrung des Unternehmens
– Termintreue	– Erfolg auf dem angestammten Markt
– Fähigkeit, neue Geschäftsfelder zu erschließen	– Art der Dienstleistung
– Erfahrung und Präsenz auf Auslandsmärkten	– Eigenkapitalausstattung, Finanzierungs-Know-How
– Informationen über Auslandsmärkte	– Innovationspotential
– Kostenniveau, Preis der Leistung	– Service Engineering
– Auslandserfahrung der Mitarbeiter	– Art der Kundenbeziehungen
– Betriebliche Aus- und Weiterbildung, Training	– Kooperationsfähigkeit, Netzwerkbildung
– Dienstleistungsspezifische internationale Managementfähigkeiten	– Unternehmensstrategie
– Serviceorientierung der Fachkräfte	– Existenz spezifischer Internationalisierungsvorteile
	– Kreative Problemlösungsfähigkeiten

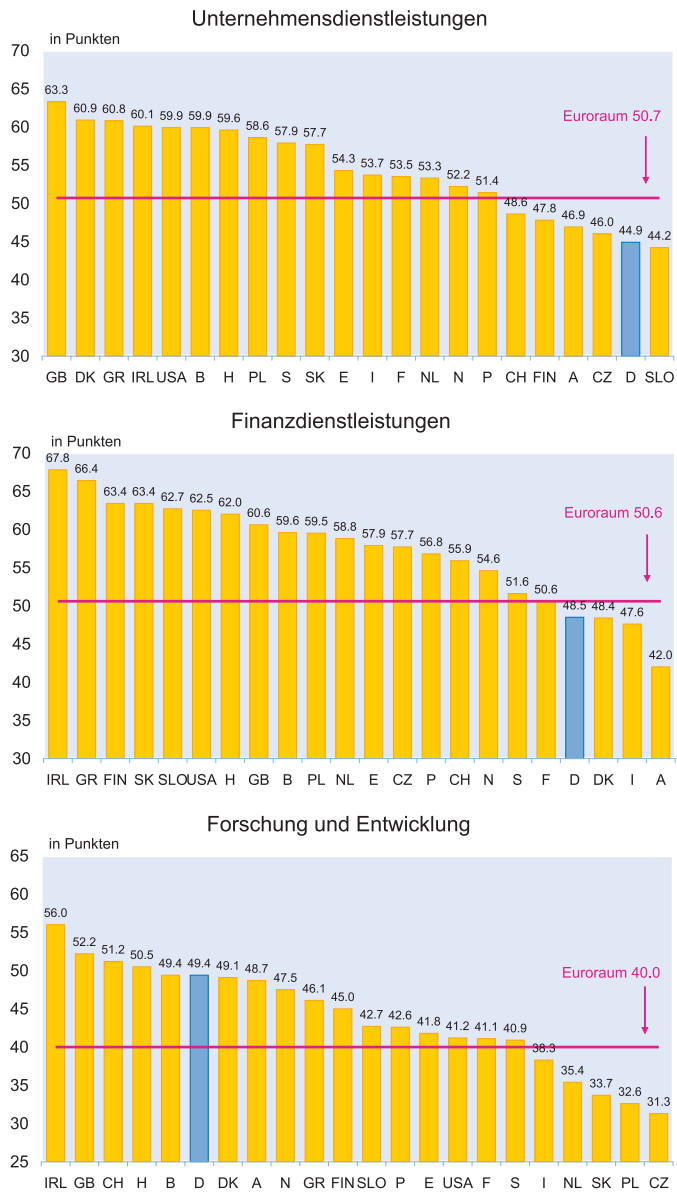
Quelle: Krämer (2000, 219), Hild et al. (1999); O'Farrell, Scheuer und Schmidt (1999).

Abb. 4
FERI Rating-Ergebnisse für einzelne Länder – Industrie
 – 4. Quartal 2004 –



Quelle: FERI Research GmbH, Bad Homburg.

Abb. 5
FERI Rating-Ergebnisse für einzelne Länder – Dienstleistungen
 – 4. Quartal 2004 –



Quelle: FERI Research GmbH, Bad Homburg.

Preis- und Ertragserwartungen signalisieren bevorstehende Konjunkturabschwächung

68

Gernot Nerb

Die Verkaufspreiserwartungen, wie sie monatlich im ifo Konjunkturtest für die Industrie erfasst werden, weisen am oberen konjunkturellen Wendepunkt meist einen ausgeprägten Vorlauf auf. Dies wird deutlich in Abbildung 1, in der die Verkaufspreiserwartungen der Kapazitätsauslastung gegenübergestellt sind. Die Auslastung der Produktionskapazitäten im verarbeitenden Gewerbe hat sich nach einer Vielzahl von Untersuchungen als ein sehr geeigneter gleichlaufender Konjunkturindikator und damit als eine gute Messlatte für die Bestimmung des Vorlaufs von konjunkturellen Frühindikatoren erwiesen. Im März 2000 hat sie einen Höhepunkt in jüngster Konjunkturaufschwung erreicht und verharrte bis zuletzt (Dezember 2000) auf einem nahezu unveränderten Niveau. Die Preiserwartungen – ebenso wie die Geschäftserwartungen – weisen dagegen schon seit rund einem halben Jahr deutlich nach unten und signalisieren damit eine bevorstehende konjunkturelle Abschwächung.

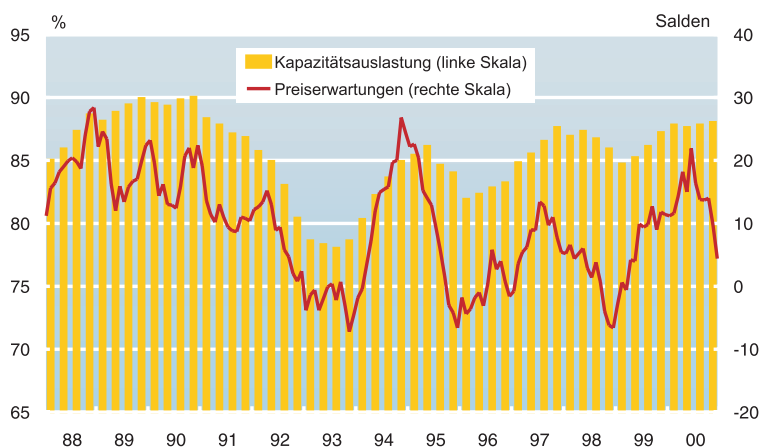
Auch nach der ifo »Konjunktur-Uhr«, in der das Zusammenspiel von Geschäftslage und Geschäftserwartungen für analytische und prognostische Zwecke systematisch genutzt wird, stehen wir derzeit an der Schwelle eines Abschwungs der Industriekonjunktur (vgl. Abb. 2). In dieser Abbildung sind die Urteile und Erwartungen der Industrieunternehmen zur Geschäftslage abgetragen. Aus einer Reihe von Untersuchungen wissen wir, dass sich in den Firmenantworten zur Geschäftslage in erster Linie Ertrags einschätzungen niederschlagen. In einer beginnenden Aufschwungphase ist die aktuelle Geschäftslage meist noch schlecht, die Geschäftserwartungen signalisieren aber bereits eine bevorstehende Besserung. Je weiter der Aufschwung an Fahrt gewinnt, umso günstiger werden in der Regel die Urteile zur aktuellen Geschäftslage. Analoges gilt vor einer Abschwungphase: Die Geschäftserwartungen beginnen erfahrungsgemäß rund sechs Monate vor einem

oberen konjunkturellen Wendepunkt – gemessen anhand der Kapazitätsauslastung – einen künftigen konjunkturellen Abschwung zu signalisieren, auch wenn die augenblickliche Geschäftslage anfangs noch als günstig gilt. Mit sich verschärfendem Abschwung geraten auch die Urteile zur Geschäftslage in negatives Territorium. Wenn sich die preisliche Wettbewerbsfähigkeit der Unternehmen dank Kostensenkungsmaßnahmen wieder verbessert hat und/oder die Nachfrage durch geld- und wirtschaftspolitische Maßnahmen bzw. infolge steigender Exportaufträge wieder mehr auf Touren kommt, weicht zunächst der Pessimismus in den Geschäftserwartungen und anschließend auch in den Urteilen zur Geschäftslage, wie in der ifo »Konjunktur-Uhr« in Abbildung 2 dargestellt.

Der Vorlauf der Verkaufspreis- und Geschäftserwartungen steht im Einklang mit der Konjunkturtheorie. Wesley Mitchell, der Begründer des amerikanischen Wirtschaftsforschungsinstituts NBER (National Bureau of Economic Research) hat bereits in den dreißiger Jahren des vorigen Jahrhunderts darauf hingewiesen, dass im Konjunkturaufschwung die Kosten je Produkteinheit im Regelfall der Preisentwicklung hinterherhinken, das Ertragswachstum also zunimmt. Mehrere Monate vor Erreichen des oberen konjunkturellen Wendepunkts dreht sich aber erfahrungsgemäß dieses Verhältnis um. Die Unternehmen registrieren in dieser Phase meist wachsenden Marktwiderstand beim Absatz und müssen häufiger Preiszugeständnisse gewähren, um die Produktion auf einem solchen Niveau zu halten, das eine hohe Auslastung der Produktionsanlagen sicherstellt. Zum anderen steigen in der Spätphase eines konjunkturellen Aufschwungs meist die Stückkosten, z.B. ausgelöst durch Überstundenzuschläge oder durch generell höhere Lohn- und Bonuszahlungen wegen eines zunehmenden Fachkräftemangels oder auch infolge gestiegener Vorproduktpreise. Hieraus resultiert ein Druck auf die Ertragsmargen, der sich u.a. in verschlechterten Geschäftserwartungen im ifo Konjunkturtest niederschlägt.

Abb. 1

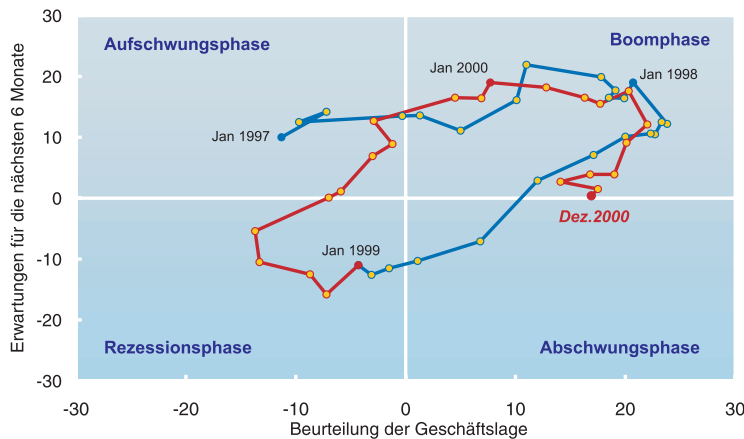
Kapazitätsauslastung und Preiserwartungen¹⁾



1) Verarbeitendes Gewerbe ohne Nahrungs- und Genussmittel. - Kapazitätsauslastung in % der betriebsüblichen Vollaustausung. - Preiserwartungen für die nächsten 3 Monate.
Quelle: ifo Konjunkturtest, Westdeutschland.

Es war vor allem Mitchells Verdienst, auf die zentrale Bedeutung der Ertragsentwicklung – sowohl der aktuellen wie auch der erwarteten – für den Konjunkturverlauf hinzuweisen. Hierdurch werden in den Unternehmen Produktions-, Investitions- und Personalentscheidungen ausgelöst, um nur einige der wichtigsten unternehmerischen Stellgrößen zu nennen, die dann die konjunkturelle Entwicklung prägen. Ein konjunktureller Frühindikator für die Ertragsentwicklung, wie ihn das ifo Geschäftsklima, d.h. Zusammenfassung der Urteile zur gegenwärtigen und zur erwarteten Geschäftslage, darstellt, weist daher gegenüber anderen mehr produk-

Abb. 2
ifo Konjunktur-Uhr¹⁾



1) Verarbeitendes Gewerbe ohne Nahrungs- und Genussmittel: Zusammenhang zwischen der Beurteilung und den Erwartungen zur Geschäftslage.

Quelle: ifo Konjunkturtest, Westdeutschland.

tionsorientierten Frühindikatoren wie z.B. Auftragseingänge meist einen längeren und stabileren Vorlauf auf.

Weiterführende Literatur

- Lindlbauer, J.D. (2001), »Westdeutsche Industrie: Unveränderte Auslastung, schwächere Auftragslage«, *ifo Schnelldienst* 54(2), 41–44.
- Lindlbauer, J.D. (2000), »Capacities and Capacity Utilisation from the ifo Business Survey – Knowledge and Background«, in: K.-H. Oppenländer, G. Poser und B. Schips (Hrsg.), *Use of Survey Data for Industry, Research and Economic Policy. Selected papers presented at the 24th CIRET Conference, Wellington, New Zealand, 1999*, Aldershot, 451–485.
- Mitchell, W.C. und A. Burns (1938), »Statistical Indicators of Cyclical Revivals, Bulletin 69, National Bureau of Economic Research«, New York, wiederabgedruckt in: G.H. Moore (Hrsg.) (1961), *Business Cycle Indicators*, Vol. I, Princeton University Press: Princeton 1961, 162–183.
- Nerb, G. (2000), »Konjunkturdiagnose und -prognose mit dem ifo Konjunkturtest«, in: Statistisches Bundesamt (Hrsg.), *Konjunkturforschung heute – Theorie, Messung, Empirie*, Schriftenreihe Forum der Bundesstatistik 35, Wiesbaden, 96–116.
- Nierhaus, W. und W. Meister (2000), »Bundesrepublik: Vor einer neuen Ölkrise?«, *ifo Schnelldienst* 53(26-27), 23–28.
- Strigel, W.H. (1989), »Die Entwicklung der ifo Umfragen seit 1949«, in: K.-H. Oppenländer und G. Poser (Hrsg.), *Handbuch der ifo Umfragen*, Berlin, München.
- Vogler, K. (1978), »Content and Determination of Judgements and Expectations Variables in the Business Survey«, in: W.H. Strigel (Hrsg.), *Problems and Instruments of Business Cycle Analyses. A Selection of Papers presented at the 13th CIRET Conference, Munich 1977*, Berlin, Heidelberg, New York, 73–114.

Eine umfragebasierte Methode zur Quantifizierung qualitativer Inflationserwartungen des Ifo World Economic Survey¹

Steffen Henzel und Timo Wollmershäuser

Der Ifo World Economic Survey (WES) befragt vierteljährlich weltweit ca. 1 100 Experten aus nationalen und internationalen Organisationen in über 90 Ländern bezüglich ihrer Einschätzung wichtiger makroökonomischer Variablen in ihrem jeweiligen Land. Seit Juli 1991 wird auch nach der erwarteten Inflationsrate gefragt, wobei den Teilnehmern drei mögliche Antworten zur Auswahl stehen: »steigen«, »unverändert« oder »fallen«. Bislang wurden die Antworten als Saldo zusammengefasst und veröffentlicht. In diesem Beitrag wird eine neue Methode vorgestellt, diese qualitativen Inflationserwartungen zu quantifizieren.

Die Erwartungsbildung spielt eine zentrale Rolle in der Makroökonomie. So bestimmt beispielsweise die Erwartung über künftiges Vermögen in der Vorstellung der permanenten Einkommenshypothese den heutigen Konsum. In der neukeynesianischen Makroökonomie treffen Unternehmen heute Entscheidungen aufgrund ihrer Einschätzung der künftigen Grenzkosten, und für Zentralbanken sind Inflationserwartungen ein entscheidender Indikator der zukünftigen Preisentwicklung.

Wenn man Modelle, in denen Erwartungen über zukünftige ökonomische Variable eine Rolle spielen, empirischen Tests unterziehen will, unterstellen die meisten Ökonomen, dass die Akteure ihre Erwartungen rational bilden. Dabei wird die heutige Erwartung über die zukünftige Realisation mit der ex post beobachtbaren Realisation der Variable substituiert. Dieses Vorgehen, das auf einen Beitrag von Muth (1961) zurückgeht, hat den Nachteil, dass stets eine verbundene Hypothese über das zugrunde liegende Modell und die Form der Erwartungsbildung simultan getestet wird. Eine alternative Vorgehensweise bedient sich »modell-exogener« Erwartungen, die in der Regel aus Umfragen abgeleitet werden können. Die Form der Erwartungsbildung kann somit losgelöst vom betrachteten Modell untersucht werden, da die Annahme der Rationalität der Akteure nicht a priori unterstellt wird.

Der vorliegende Beitrag konzentriert sich auf die Gewinnung von quantitativen Inflationserwartungen, die aus den qualitativen Umfragedaten des Ifo World Economic Survey (WES) errechnet werden. Die Teilnehmer des WES haben die Möglichkeit, auf dem Fragebogen ein Fallen,

ein Gleichbleiben oder ein Steigen der Inflationsrate innerhalb der nächsten sechs Monate anzuzeigen. Die Ergebnisse der Umfrage wurden bislang als Saldo veröffentlicht, der anzeigt, in welche Richtung sich die Inflation nach der Erwartung der Mehrheit der Umfrageteilnehmer im jeweiligen Land entwickelt. Obwohl diese Vorgehensweise der Veröffentlichung von Umfrageergebnissen recht verbreitet ist, sind die gewonnenen Daten zur ökonomischen Analyse oftmals ungeeignet. Insbesondere geht bei einer einfachen Saldenbildung die Information über die Unsicherheit der Umfrageteilnehmer verloren.

Bisher angewandte Verfahren zur Quantifizierung qualitativer Umfragedaten, wie sie beispielsweise von Carlson und Parkin (1975), Pesaran (1984) oder Seitz (1988) entwickelt wurden, stützen sich bei der Umrechnung auf vergangene Realisationen der betrachteten Variable und nehmen unverzerrte Erwartungsbildung an. Da die Unverzerrtheit der Erwartungen eine der Hauptannahmen rationaler Erwartungen ist, stoßen diese Methoden immer dann an ihre Grenzen, wenn es gerade darum geht, die Form der Erwartungsbildung näher zu untersuchen.

Der vorliegende Beitrag stützt sich auf die von Carlson und Parkin (1974) verwendete Probability Methode. Anstatt bei der Quantifizierung auf vergangene Realisationen der Inflationsrate zurückzugreifen, wird die Umrechnung qualitativer Inflationserwartungen in quantitative Daten

¹ Der vorliegende Beitrag ist die Kurzfassung eines Beitrags mit dem Titel »An Alternative to the Carlson-Parkin Method for the Quantification of Qualitative Inflation Expectations: Evidence from the Ifo World Economic Survey«, der in Kürze als Ifo Working Paper erscheinen wird.

umfragebasiert vorgenommen. Durch eine Sonderfrage im WES konnten wir den oberen und unteren Schwellenwert ermitteln, von dem ab ein Umfrageteilnehmer bei gegebener aktueller Inflationsrate ein Steigen oder Fallen der Inflationsrate erwartet. Die mit Hilfe von der umfragebasierten Quantifizierungsmethode gewonnenen Inflationserwartungen werden am Ende des Beitrags im Hinblick auf die Frage untersucht, ob sich die von den traditionellen Methoden unterstellte Rationalität der Erwartungsbildung durch die Daten verifizieren lässt.

Der Ifo World Economic Survey

Der WES befragt weltweit ca. 1 100 Experten aus nationalen und internationalen Organisationen in über 90 Ländern bezüglich ihrer Einschätzung wichtiger makroökonomischer Variablen in ihrem jeweiligen Land. Die Umfrage wird vom ifo Institut für Wirtschaftsforschung in Kooperation mit der International Chamber of Commerce (ICC) in Paris viermal im Jahr (Januar, April, Juli und Oktober) durchgeführt.

Eine Frage zur erwarteten Inflationsrate ist zum ersten Mal im Juli 1991 aufgenommen worden. Die Teilnehmer werden gebeten, ihre Erwartung über die Inflationsrate ihres Heimatlandes in den kommenden sechs Monaten abzugeben. Der Fragebogen bietet dem Umfrageteilnehmer drei mögliche Antworten zur Auswahl: »steigen«, »unverändert« oder »fallen«. Bislang wurden die Antworten als Saldo zusammengefasst und veröffentlicht. Je nachdem, ob der Umfrageteilnehmer »steigen«, »unverändert« oder »fallen« ankreuzte, wurde jeder individuellen Antwort der Wert 9, 5 oder 1 zugeordnet. Der Saldo errechnet sich dann als Mittelwert der individuellen Antworten. Er kann somit Werte zwischen 1 und 9 annehmen, wobei der Bereich zwischen 4 und 6 als Erwartung einer unveränderten Inflationsrate interpretiert wird (vgl. Stangl 2004, für einen detaillierteren Überblick über den WES). Die Ergebnisse der Umfrage sind also zunächst rein qualitativ, da sie keine präzise Aussage über den erwarteten quantitativen Wert der zugrunde liegenden Variable liefern.

Die Probability Methode

Den Kern aller Quantifizierungsmethoden bildet die Probability Methode, die zuerst von Theil (1952) und später von Carlson und Parkin (1975) und Knöbl (1974) entwickelt wurde. Während Theil (1952) mit Daten des ifo Konjunkturtests der Jahre 1950–1952 arbeitete, standen bei letzteren bereits Inflationserwartungen im Mittelpunkt der Untersuchungen.

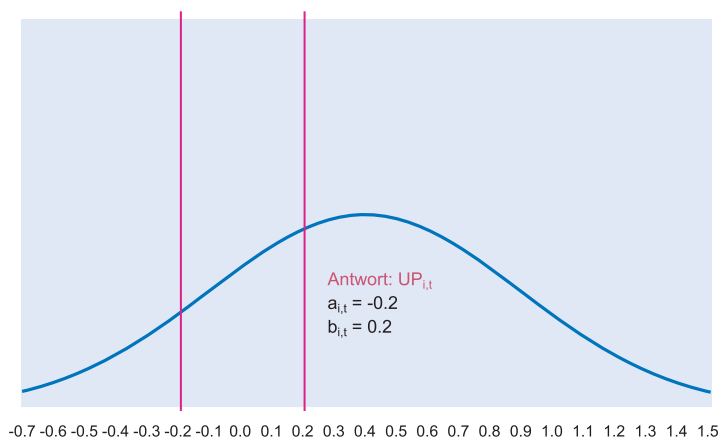
Die Konzeption

Als Ausgangspunkt der Quantifizierung dienen zunächst die qualitativen Antworten der Teilnehmer, die im Folgenden mit »UP_t«, »SAME_t« und »DOWN_t« bezeichnet werden. Hierbei steht »UP_t« beispielsweise für den Prozentanteil der Befragten, die zum Zeitpunkt t ein Steigen der Inflationsrate innerhalb der nächsten sechs Monate erwarten. Außerdem benötigt man die Basis der Erwartungsbildung, von der die Befragten bei der Einschätzung der zukünftigen Entwicklung der Inflationsrate ausgehen. Im Folgenden werden wir zeigen, dass der Informationsstand der Umfrageteilnehmer die jeweils im aktuellen Quartal veröffentlichte Inflationsrate ist. Ein so genanntes »Informations-Lag« kann somit ausgeschlossen werden. An dieser Stelle ist anzumerken, dass im WES nach der Veränderung der Inflationsrate gefragt wird. Daher muss bei der Umrechnung der erwarteten Inflationsrate im Rahmen der Probability Methode ebenfalls die Veränderung der Inflationsrate herangezogen werden, die im Folgenden mit $\Delta\pi_t$ bezeichnet werden soll.²

Ausgehend von dem jeweiligen Befragten wird nun angenommen, dass jede individuelle Antwort einer gewissen Unsicherheit unterliegt, die durch eine Wahrscheinlichkeitsverteilung um die erwartete Veränderung der Inflationsrate abgebildet wird. Ist letztere groß genug, so wird im Fragebogen ein Steigen oder Fallen angezeigt, je nach Vorzeichen der Abweichung (vgl. Abb. 1). Für die Abbildung wird zunächst willkürlich unterstellt, dass eine Veränderung der Inflationsrate von 0,2 oder mehr ausreicht, den Befragten zu veranlassen, ein Steigen der Inflationsrate im Fragebogen anzukreuzen.

² Dies steht im Gegensatz zur Untersuchung von Carlson und Parkin (1975), die die Veränderung des Preisniveaus untersuchen.

Abb. 1
Antwort von Teilnehmer i



Formal lässt sich das wie folgt darstellen:

- Die individuelle Antwort ist » $DO_{i,t}$ «, wenn $E_t \Delta \pi_{i,t+k} < a_{i,t}$, wobei $a_{i,t}$ den linken Schwellenwert von Umfrageteilnehmer i bezeichnet und $E_t \Delta \pi_{i,t+k}$ die zum Zeitpunkt t erwartete Veränderung der Inflationsrate im Zeitpunkt $t+k$ ist.
- Die individuelle Antwort ist » $UP_{i,t}$ «, wenn $E_t \Delta \pi_{i,t+k} > b_{i,t}$, wobei $b_{i,t}$ den rechten Schwellenwert bezeichnet.
- Die individuelle Antwort ist » $SAME_{i,t}$ «, wenn $a_{i,t} \leq E_t \Delta \pi_{i,t+k} \leq b_{i,t}$. Keine Veränderung wird angezeigt, wenn die erwartete Veränderung der Inflationsrate innerhalb des durch $a_{i,t}$ und $b_{i,t}$ bestimmten Bandes liegt.

Im Allgemeinen gilt dabei, dass $a_{i,t} < 0 < b_{i,t}$. Zu klären bleibt nun, welche Form die Verteilungsfunktion annehmen soll und wie die einzelnen Verteilungen zu einer einzigen Maßzahl aggregiert werden können. Außerdem muss, ausgehend von der aktuellen Inflationsrate, der Schwellenwert bestimmt werden, ab dem der Befragte ein Steigen bzw. Fallen der Inflationsrate erwartet. Die Bestimmung dieses so genannten Indifferenzbandes wird auch der zentrale Aspekt des vorliegenden Beitrags sein.

Berechnung

Für die Verteilungsfunktion der individuellen Antworten wird im Allgemeinen unterstellt, dass sie normalverteilt und statistisch voneinander unabhängig sind. Unter Zuhilfenahme des zentralen Grenzwertsatzes kann dann die aggregierte Verteilung der Grundgesamtheit durch eine Normalverteilung beschrieben werden. Unterstellt man zusätzlich, dass die Schwellenwerte a_t und b_t für alle Personen identisch sind, so lässt sich die erwartete Veränderung der Inflationsrate wie folgt berechnen. Zunächst werden die prozentualen Anteile der Antworten (» UP_t « und » DO_t «) als Wahrscheinlichkeiten interpretiert, eine bestimmte Antwort aus der Grundgesamtheit zu erhalten:

$$(1) \quad UP_t = \Pr(\Delta \pi_{t+k} \geq b_t) \text{ oder } 1 - UP_t = \Pr(\Delta \pi_{t+k} \leq b_t),$$

$$(2) \quad DO_t = \Pr(\Delta \pi_{i,t+k} \leq a_t)$$

Die Wahrscheinlichkeit bestimmt sich nach der normierten Normalverteilung Φ :

$$(3) \quad 1 - UP_t = \Phi\left(\frac{b_t - E_t \Delta \pi_{t+k}}{\sigma_t}\right), \text{ und}$$

$$(4) \quad DO_t = \Phi\left(\frac{a_t - E_t \Delta \pi_{t+k}}{\sigma_t}\right),$$

wobei $E_t \Delta \pi_{i,t+k}$ der Erwartungswert und σ_t die Standardabweichung der aggregierten Verteilung der Inflationserwar-

tungen ist. Durch Elimination von σ_t lässt sich das Gleichungssystem nach $E_t \Delta \pi_{t+k}$ auflösen:

$$(5) \quad E_t \Delta \pi_{t+k} = \frac{b_t \Phi^{-1}(DO_t) - a_t \Phi^{-1}(1 - UP_t)}{\Phi^{-1}(DO_t) - \Phi^{-1}(1 - UP_t)}.$$

Gleichung (5) liefert einen Schätzer für den Erwartungswert der Verteilung der Inflationserwartungen in der Grundgesamtheit aller Befragten. Illustriert ist dies in Abbildung 2. Bei nach wie vor willkürlich unterstellten Schwellenwerten – $a_t = b_t = 0,2$ und der vorliegenden Aufteilung der Antworten errechnete sich eine erwartete Veränderung der Inflationsrate von 0,13 Prozentpunkten.

Eine Schwäche der Probability Methode liegt in der Annahme einer kontinuierlichen Verteilung für die Grundgesamtheit, was streng genommen eine unendliche Zahl von Umfrageteilnehmern voraussetzt. Eine Verletzung der Normalverteilungsannahme bei geringer Anzahl an Umfrageteilnehmern führt manchmal zu extremen Ergebnissen, die sich dann als Ausreißer in der Zeitreihe zeigen. Wenn » UP_t « oder » DO_t « gar den Wert 0 oder 1 annehmen oder wenn keiner der Befragten in der Kategorie » $SAME_t$ « zu finden ist, ist eine Berechnung des Erwartungswertes überhaupt nicht möglich.³

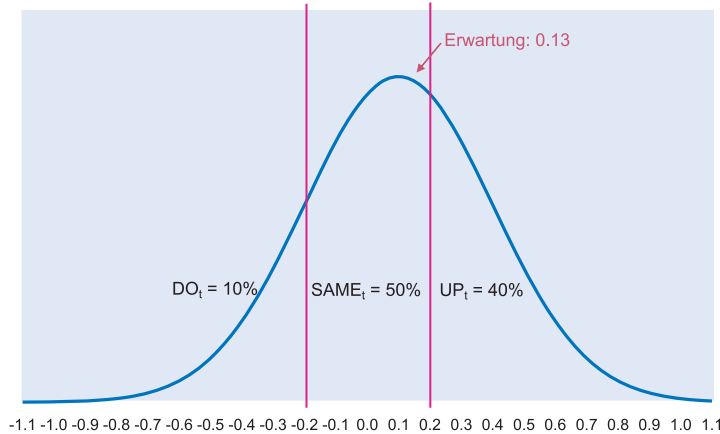
Bestimmung der Schwellenwerte

Wie bereits im letzten Abschnitt angesprochen, liegt das zentrale Problem der Probability Methode in der Bestimmung der Schwellenwerte a_t und b_t . In der bestehenden Literatur wird hierzu auf vergangene Realisationen der Inflationsrate zurückgegriffen und angenommen, dass Inflationserwartungen dem gleichen Muster folgen wie die realisierte Inflationsrate. Carlson und Parkin (1975) gehen insbesondere davon aus, dass der Mittelwert der vergangenen Realisationen und der Mittelwert der Erwartungen identisch sind. Dieses Vorgehen führt zwangsläufig dazu, dass die resultierende Erwartungsreihe per Annahme unverzerrt ist, was nach Muth (1961) eine notwendige Bedingung für rationale Erwartungen darstellt. Dieses Vorgehen erweist sich insbesondere dann als wenig sinnvoll, wenn die Eigenschaften des Erwartungsbildungsprozesses untersucht werden sollen.

Eine weitere restriktive Annahme, die Carlson und Parkin (1975) treffen, liegt in der Symmetrie der Schwellenwerte sowie in deren Konstanz über die Zeit ($-a_t = b_t \equiv c$). Letzteres impliziert, dass die Wahrnehmung der Inflationsrate nicht durch das inflationäre Umfeld beeinflusst wird. Es wird so-

³ In diesen Fällen mussten die Antworten leicht korrigiert werden, wobei darauf geachtet wurde, dass die Umfrageergebnisse qualitativ nicht verändert wurden. Dies geschah im ersten Fall durch Korrektur der jeweiligen Antwortkategorie um $1/(2n+1)$, wobei n die Anzahl der Umfrageteilnehmer zum jeweiligen Zeitpunkt ist. Im Fall $SAME_t = 0$ subtrahieren wir $1/(2(2n+1))$ von jeder der beiden anderen Kategorien.

Abb. 2
Probability Methode



mit unterstellt, dass die Umfrageteilnehmer das gleiche Indifferenzband benutzen (beispielsweise $\pm 0,2$ Prozentpunkte), unabhängig davon, ob die aktuelle Inflationsrate 2 oder 20% beträgt. Seitz (1988) löst das Problem symmetrischer und konstanter Schwellenwerte durch Schätzung eines Modells mit zeitvariablen Parametern.⁴ Allerdings kommt auch diese Methode nicht ohne die Annahme unverzerrter Erwartungsbildung aus.

Um die genannten Probleme zu umgehen und den tatsächlichen Erwartungsbildungsprozess untersuchen zu können, ohne a priori Rationalität anzunehmen, wurden die Schwellen auf Basis einer Umfrage ermittelt.

Beschreibung der Daten

Dazu wurden den Umfrageteilnehmern des WES im Juli 2004 folgende Sonderfrage gestellt:

The following Question focuses on the expectations regarding the rate of inflation (as asked in Question 4 of the WES questionnaire).

- The current rate of inflation (change of consumer prices compared to the same month previous year) is ____%.
- The expected rate of inflation must rise above ____% to make me mark »higher« in the WES questionnaire.
- The expected rate of inflation must fall below ____% to make me mark »lower« in the WES questionnaire.

⁴ Er schätzt folgendes Modell:

$$E_t \Delta \pi_{t+k} = b_i \frac{\Phi^{-1}(DO_t)}{\Phi^{-1}(DO_t) - \Phi^{-1}(1-UP_t)} + a_i \frac{\Phi^{-1}(1-UP_t)}{\Phi^{-1}(DO_t) - \Phi^{-1}(1-UP_t)}$$

wobei er die Koeffizienten a_i und b_i jeweils als reinen Zufallsprozess (»Random Walk«) modelliert.

Die Sonderfrage wurde von 437 Experten aus aller Welt beantwortet. Dadurch erhielten wir ein großes Spektrum an wahrgenommenen Inflationsraten. Die höchste vorherrschende Inflationsrate wurde mit einem Wert von 580% angegeben und die niedrigste hatte einen Wert von $-1,5\%$. Die meisten der Fragebögen (95%) wurden zwischen dem 5. Juli und dem 15. Juli zurückgesendet. Nicht alle Antworten waren verwertbar, so dass der Stichprobenumfang am Ende 285 Antworten umfasste.⁵

Zeitvariable Schwellenwerte

Die Idee, dass die Schwellenwerte keine über die Zeit konstanten Größen sind, sondern vielmehr über verschiedene Zustände variieren können, lässt sich auf ein Konzept aus der Psychophysik zurückführen. Weber (1834) und Fechner (1889) haben herausgefunden, dass die Wahrnehmung der Veränderung von physikalischen Reizen proportional von der Intensität des Basisreizes abhängt. Dieses Phänomen wird im Allgemeinen nach seinen Entdeckern als Weber-Fechner-Gesetz bezeichnet. Übertragen auf die Ökonomie bedeutet dies, dass die Veränderung der Inflationsrate umso größer sein muss, um überhaupt wahrgenommen zu werden, je höher die vorherrschende Inflationsrate ist.

Um das Weber-Fechner-Gesetz zu überprüfen, wurden folgende zwei Gleichungen mit Hilfe der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt:

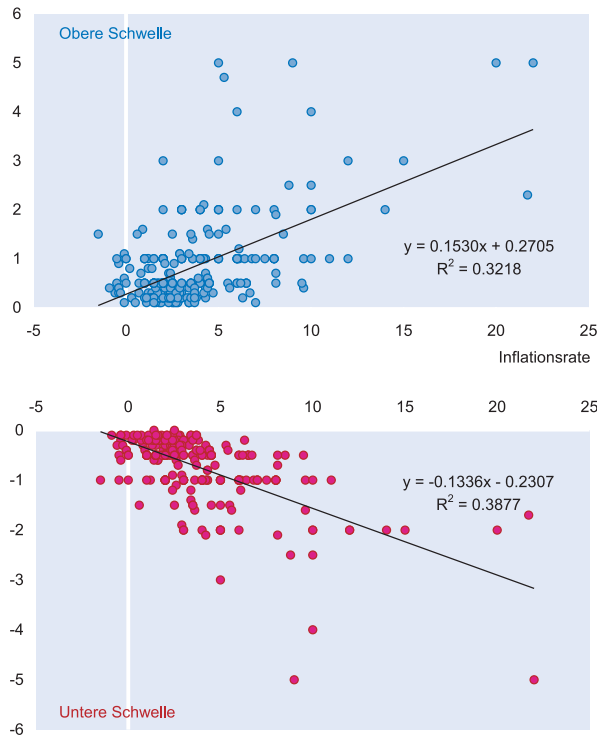
$$(6) \quad a = \alpha_0 + \alpha_1 \pi^p$$

$$(7) \quad b = \beta_0 + \beta_1 \pi^p,$$

wobei π^p die vom Befragten wahrgenommene Inflationsrate aus Teil a) der Sonderfrage ist. a ist der linke Schwellenwert wie in Teil b) angegeben und b die rechte Wahrnehmungsschwelle aus Teil c) der Sonderfrage. Die Konstanten in den Schätzgleichungen treten auf, da die Schwelle auch bei einer wahrgenommenen Inflationsrate $\pi^p = 0$ größer als null sein sollte. Die Ergebnisse sind in Abbildung 3 und Tabelle 1 dargestellt, wobei p-Werte für t-Tests in eckigen Klammern angegeben sind. Es zeigt sich, dass alle Koeffizienten einschließlich der Konstante signifikant sind und dass von der Theorie erwartete Vorzeichen haben. Daraus lässt sich ableiten, dass das Weber-Fechner-Gesetz tatsächlich eine gültige Erklärung zum Wahrnehmungsmuster der Inflationsrate liefert. Das Ergebnis der Querschnittsanalyse

⁵ In vielen Fragebögen wurde bspw. nur ein Schwellenwert angegeben. Außerdem blieben Länder mit einer Inflationsrate, die mehr als 22 betrug, unberücksichtigt. Würde man diese Länder in die Untersuchung mit aufnehmen, blieben die Ergebnisse allerdings nahezu unverändert.

Abb. 3
Schätzung des oberen und unteren Schwellenwerts



Quelle: Sonderfrage des ifo WES; eigene Berechnungen.

lässt sich als Beleg dafür interpretieren, dass die Schwellenwerte keine über die Zeit konstanten Größen sind, da sich die Inflationsrate im Normalfall ebenfalls über die Zeit hinweg verändert. Aus dem Wert der Koeffizienten lässt sich ablesen, dass die Veränderung der aktuellen Inflationsrate mehr als 13 bzw. 15% betragen muss (zuzüglich des Wertes der Konstanten), damit sie überhaupt wahrgenommen wird. Bei einer aktuellen Inflationsrate von bspw. 2% kreuzen die Teilnehmer des WES demnach »steigen« an, wenn sie erwarten, dass die Inflationsrate in sechs Monaten 2,6% oder mehr beträgt; entsprechend kreuzen sie »fallen« an, wenn sie erwarten, dass die Inflationsrate in sechs Monaten 1,5% oder niedriger ist.

Pesaran (1984) wies darauf hin, dass die Wahrnehmung der Inflation nicht notwendigerweise einem symmetrischen Muster folgen muss, da Wirtschaftssubjekte bspw. eine höhere Sensibilität gegenüber steigenden Inflationsraten aufweisen können. Zu dieser Beobachtung passt zunächst, dass nur 60% der Befragten ein symmetrisches Band angaben, wohingegen 26% (14%) angaben,

Tab. 1
Ergebnisse

	α_0	α_1	R^2
unterer Schwellenwert a	-0,2307 [0,00]	-0,1336 [0,00]	0,3877
	β_0	β_1	R^2
oberer Schwellenwert b	0,2705 [0,00]	0,1530 [0,00]	0,3218

dass der rechte Schwellenwert größer (kleiner) sei als der linke. Wir können diese These durch unsere Untersuchung jedoch nicht stützen. Zwar gilt für die Koeffizienten $\alpha_1 \neq \beta_1$. Aber der Unterschied erweist sich als nicht statistisch signifikant.⁶

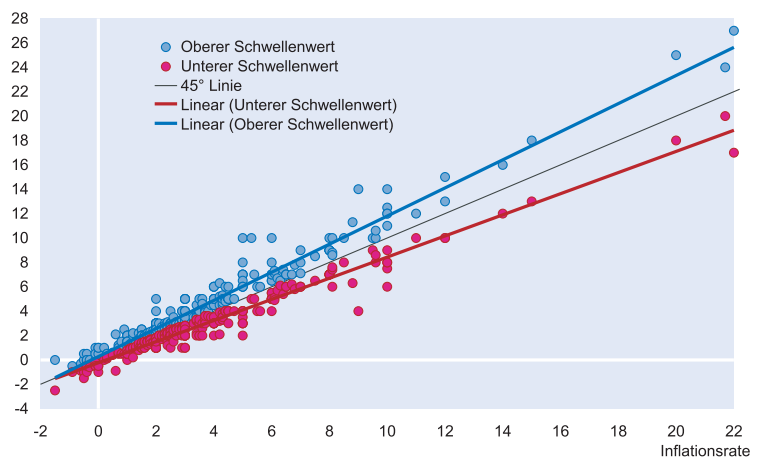
Abbildung 4 zeigt das aus der Schätzung resultierende Indifferenzband, in dem keine Veränderung wahrgenommen wird.

Ergebnisse zum Informations-Lag

Teil a) der gestellten Sonderfrage gibt Aufschluss über eine weitere Frage, die bei der Erwartungsbildung und der Quantifizierung von qualitativen Daten mit Hilfe der Probability Methode eine wichtige Rolle spielt. Es geht dabei um die Basis, oder präziser formuliert den Informationsstand, den die Umfrageteilnehmer beim Ausfüllen des WES haben. Da der Fragebogen von der Mehrheit der Personen in den ersten beiden Wochen im Juli 2004 beantwortet wurde lässt sich ermitteln, ob ein »Informations-Lag« der Be-

⁶ Die 5%-Konfidenzintervalle ergeben sich im Betrag zu $0.1141 < \alpha_1 < 0.1532$ und $0.1271 < \beta_1 < 0.1789$.

Abb. 4
Indifferenzband



Quelle: Sonderfrage des ifo WES; eigene Berechnungen.

Tab. 2
MAE und RMSE der aktuellen wahrgenommenen Inflationsrate

MAE			RMSE		
2004	M6	0.612	2004	M6	0.995
2004	M5	0.563	2004	M5	0.940
2004	M4	0.599	2004	M4	1.053
2004	M3	0.792	2004	M3	1.223
2004	M2	0.846	2004	M2	1.264
2004	M1	0.735	2004	M1	1.275
2004	Q2	0.535	2004	Q2	0.952
2004	Q1	0.770	2004	Q1	1.225
2003	Q4	0.789	2003	Q4	1.452

teiligten vorliegt, indem man die dort angegebene Inflation mit der tatsächlichen Realisation zu verschiedenen Zeitpunkten vergleicht. Als Maß für die durchschnittliche Abweichung sollen im Folgenden die Wurzel des mittleren quadratischen Fehlers (RMSE) und der mittlere absolute Fehler (MAE) dienen.⁷ Die Berechnungen sind in Tabelle 2 zusammengefasst.

Es zeigt sich, dass der kleinste Fehler auf Quartalsbasis für beide Fehlermaße im zweiten Quartal 2004 auftritt. Betrachtet man den MAE, so wird der Fehler nicht geringer wenn man die Berechnungen auf Monatsbasis durchführt. Der kleinste RMSE tritt jedoch auf, wenn man die Inflation im Mai 2004 auf Monatsbasis als Referenz betrachtet.⁸ Jedoch liegt der Wert nicht wesentlich über dem vom zweiten Quartal, so dass wir für die weitere Analyse davon ausgehen, dass kein Informations-Lag der Befragten vorliegt. Greift man auf die von uns eingeführte Schreibweise zurück, bedeutet dies, dass die Juli-Umfrage Inflationsänderungserwartungen $E_t \Delta \pi_{t+k}$ generiert, bei denen der Index t das zweite Quartal und $t+k$ das vierte Quartal bezeichnet.

Inflationserwartungen des WES

Mit Hilfe der oben beschriebenen Probability Methode und der Untersuchungen im vorigen Abschnitt lassen sich nun die im WES abgefragten qualitativen Inflationserwartungen in quantitative Daten umrech-

⁷ Der Unterschied der beiden Fehlermaße liegt darin, dass beim RMSE große Fehler stärker gewichtet werden als kleine. Beim MAE erfolgt keine Gewichtung der Fehler.

⁸ Da der Fragebogen des WES nur viermal im Jahr verschickt wird und dort eine Sechs-Monatsprognose abgefragt wird, erscheint eine Quartalsbetrachtung angebracht.

nen. Dazu wurden die durch Gleichungen (6) und (7) geschätzten Schwellenwerte a_t und b_t in Gleichung (5) eingesetzt. Ausgehend von den Erkenntnissen zum Informations-Lag wurde π^p durch die aktuelle Inflationsrate ersetzt, die für das jeweilige Land aus der OECD-Datenbank entnommen wurde.

Die Erwartungsdaten liegen für den Zeitraum Q2 1991 bis Q2 2004 vor.⁹ Abbildungen 5 und 6 zeigen die Ergebnisse der Berechnung für die Eurozone¹⁰, Frankreich, Deutschland, Italien, Japan, Großbritannien und die USA. Die Erwartungsdaten sind zum Zeitpunkt der Erwartungsbildung abgetragen und der Basis der Erwartungsbildung, also der im Quartal vorherrschenden Inflationsrate, gegenübergestellt.

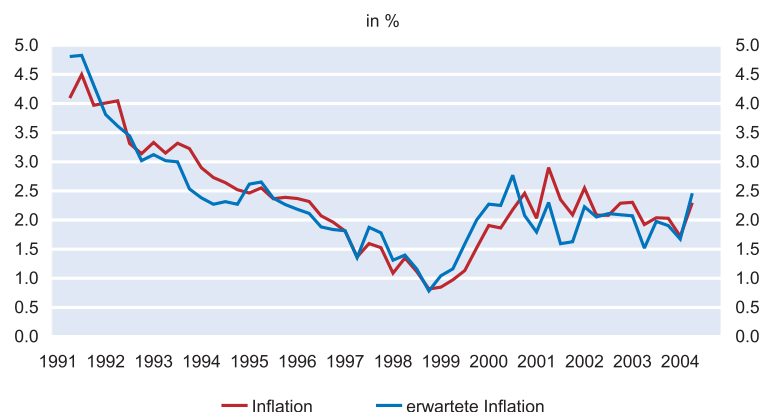
Eigenschaften des Erwartungsbildungsprozesses

In diesem Abschnitt sollen die Eigenschaften des Erwartungsbildungsprozesses näher untersucht werden und insbesondere der Frage nachgegangen werden, ob die Inflationserwartungen des WES rational im Sinne von Muth (1961) sind. Empirische Tests zur Rationalität von Erwartungen überprüfen zum einen, ob die Erwartungszeitreihen unverzerrt sind, und zum anderen, ob die zum Prognosezeitpunkt vorhandene Information effizient verwertet wurde (vgl. z.B. Roberts 1997).

⁹ Hier ist immer der Zeitpunkt gemeint, der mit dem Informationsstand bei der Erwartungsbildung übereinstimmt, und nicht der Zeitpunkt der Veröffentlichung des WES. Letzterer ist für die Untersuchung irrelevant.

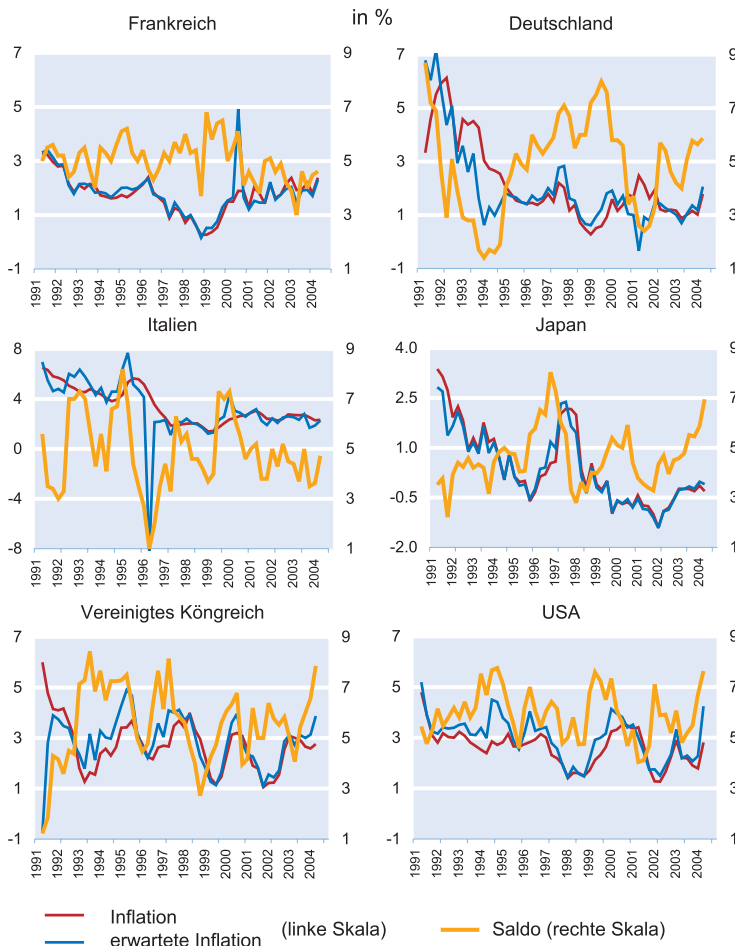
¹⁰ Inflationserwartungen für die Eurozone werden aus den Mikrodaten der Umfrage generiert, indem über die Anzahl der Antworten der jeweiligen Teilnehmerstaaten in jeder Kategorie der gewichtete Durchschnitt gebildet wird. Die Gewichte sind dabei identisch mit den Werten, die auch bei der Berechnung des Harmonisierten Verbraucherpreisindex (HVPI) in der Eurozone Anwendung finden.

Abb. 5
Inflationserwartung Eurozone



Quelle: OECD; eigene Berechnungen.

Abb. 6
Inflationserwartungen



Quelle: OECD; eigene Berechnungen.

Da die von uns berechneten Inflationserwartungen im Gegensatz zur Vorgehensweise von Carlson und Parkin (1975) oder Seitz (1988) nicht mehr per Annahme unverzerrt sind, lassen sich die vorliegenden Zeitreihen jetzt sinnvoll auf Unverzerrtheit testen. Dazu überprüft man mittels eines t-Tests, ob der Prognosefehler c im betrachteten Zeitraum signifikant von null verschieden ist:

$$(8) \quad \pi_t - \bar{E}_{t-2}\pi_t = c + u_t.$$

In Tabelle 3 sind die Ergebnisse zusammengefasst. Der Wert in eckigen Klammern gibt das Signifikanzniveau zur Nullhypothese, dass c gleich null ist, an. Außerdem zeigt die Tabelle in den letzten drei Spalten die Signifikanzniveaus für Tests, die die Residuen u_t auf Autokorrelation hin überprüfen: der Ljung-Box-Q-Test (H_0 : keine Autokorrelation bis zur vierten Verzögerung) und der Lagrange-Multiplier-(LM-)Test (H_0 : keine Autokorrelation bis zur zweiten bzw. vierten Verzögerung). Die Ergebnisse weisen darauf hin, dass die meisten Inflationserwartungen unverzerrt sind,

da die geschätzten Werte für die Konstante c nicht signifikant von null verschieden sind. Eine Ausnahme bilden die Erwartungen für Großbritannien und die USA, die im Untersuchungszeitraum Q2 1991 bis Q2 2004 systematisch nach oben verzerrt waren.

Die Effizienz der Erwartungen kann auf zweierlei Art überprüft werden. Zum einen muss gelten, dass der Erwartungsfehler bei effizienten Erwartungen einem reinen Zufallsprozess folgt. Die Tests in Tabelle 3 zeigen jedoch, dass die Residuen mit Ausnahme von Italien und Japan nicht frei von Autokorrelation sind. Findet man Autokorrelation im Erwartungsfehler, so impliziert dies, dass ein Schock der Inflationsrate oder einer anderen ökonomischen Variable aus der Vergangenheit bei Bildung der Erwartungen nicht gebührend berücksichtigt wurde und der selbe Fehler wiederholt begangen wurde. Im vorliegenden Fall sind die Erwartungsfehler allerdings »überlappend«, da die Erwartungen für zwei Quartale im Voraus gebildet werden. Autokorrelation erster Ordnung ist also kein Beleg für ineffiziente Erwartungen, da ein Schock in der letzten Periode zum Zeitpunkt der Erwartungsbildung nicht bekannt war.

Zum anderen bedeutet die Effizienz von Erwartungen, dass die Erklärung des Erwartungsfehlers durch zusätzliche Variablen nicht signifikant verbessert werden kann. Um das zu überprüfen, regressiert man den Erwartungsfehler auf eine Reihe von Variablen Z_{t-2} , die zum Zeitpunkt der Erwartungsbildung

Tab. 3
Test auf Unverzerrtheit

Land	c	Q(4)	LM(2)	LM(4)
Eurozone	-0,02 [0,79]	0,00	0,16	0,00
Frankreich	-0,03 [0,73]	0,00	0,03	0,00
Deutschland	0,12 [0,51]	0,00	0,00	0,00
Italien	-0,19 [0,13]	0,24	0,11	0,33
Japan	-0,06 [0,49]	0,11	0,10	0,05
Großbritannien	-0,30 [0,05]	0,00	0,00	0,00
USA	-0,43 [0,00]	0,01	0,00	0,00

Tab. 4
Test auf Effizienz

Land	Erwartungsfehler (t – 3 bis t – 6)	Inflation (t – 2 bis t – 5)	Produktionslücke (t – 3 bis t – 6)	Dreimonats-Zins (t – 2 bis t – 5)
Eurozone	0,00	0,00	0,16	0,71
Frankreich	0,00	0,00	0,41	0,47
Deutschland	0,19	0,08	0,18	0,02
Italien	0,00	0,00	0,72	0,36
Japan	0,03	0,02	0,44	0,19
Großbritannien	0,05	0,00	0,46	0,09
USA	0,57	0,00	0,15	0,06

tungsbildung bekannt waren und die potenziell zur Erwartungsbildung nützlich sein können:

$$(9) \quad \pi_t - E_{t-2}\pi_t = \beta_0 + \phi Z_{t-2} + v_t.$$

Wir folgen hier Roberts (1997), der als Variablen verzögerte Werte des Erwartungsfehlers selbst, der Produktionslücke, der Inflationsrate und des Dreimonats-Zinses verwendet. Tabelle 4 zeigt die Wahrscheinlichkeiten für einen F-Test, der die Signifikanz der einzelnen Variablengruppen prüft. In die Regression wurden jeweils vier verzögerte Werte jeder Variablen aufgenommen. Aufgrund der bereits erwähnten Überlappung verwenden wir für den Erwartungsfehler die dritte bis sechste Verzögerung. Ähnliches gilt für die Produktionslücke, da das Bruttoinlandsprodukt, das zur Berechnung der Produktionslücke benötigt wird, erst mit einer Verzögerung von einem Quartal bekannt ist.¹¹

Die Ergebnisse der F-Tests in Tabelle 4 deuten auf eine ineffiziente Erwartungsbildung hin. In der Eurozone, Frankreich, Italien, Japan und Großbritannien haben verzögerte Erwartungsfehler einen Erklärungsgehalt für den aktuellen Erwartungsfehler, was als Hinweis daraufhin zu interpretieren ist, dass die Umfrageteilnehmer aus vergangenen Erwartungsfehlern nur langsam lernen. Darüber hinaus können – außer in Deutschland – vergangene Realisationen der Inflationsrate den Erwartungsfehler erklären. Dieses Ergebnis zeigt, dass die Persistenz der Inflationsrate von den meisten Umfrageteilnehmern unterschätzt wird. Die Produktionslücke und der Dreimonats-Zins erweisen sich als insignifikant (auf dem Fünf-Prozent-Niveau) in allen Ländern (mit Ausnahme Deutschlands beim Dreimonats-Zins), was daraufhin deutet, dass der Einfluss dieser Variablen auf die Inflationsrate bei Bildung der Inflationserwartungen angemessen berücksichtigt wird.

¹¹ Die Produktionslücke wurde als Abweichung des realen Bruttoinlandsprodukts von seinem HP-Filter berechnet. Reales Bruttoinlandsprodukt und nominaler Dreimonats-Zins wurden aus der OECD-Datenbank entnommen.

Schlussbemerkung

In diesem Beitrag wurde eine neue Methode vorgestellt, qualitative Inflationserwartungen des Ifo World Economic Survey, die bislang als Saldo aus den drei möglichen Antwortkategorien »fallen«, »unverändert« und »steigen« veröffentlicht wurden, zu quantifizieren. Den Kern der neuen Methode bildet eine Umfrage, in der das Band ermittelt wurde, innerhalb dessen die Umfrageteilnehmer bei gegebener Inflationsrate in sechs Monaten eine unveränderte Inflationsrate erwarten. Die Umfrage ergab, dass sich dieses so genannte Indifferenzband mit der Höhe der aktuellen Inflationsrate ausweitet. Interpretiert man diese Ergebnisse der Querschnittsanalyse als zeitvariable Schwellenwerte des Indifferenzbandes, können unter Verwendung der prozentualen Verteilung der qualitativen Antworten »fallen«, »unverändert« und »steigen« und der aktuellen Inflationsrate, konkrete Werte für die erwartete Inflationsrate in sechs Monaten berechnet werden. Der Beitrag zeigte, dass der Großteil der so berechneten Inflationserwartungen ein unverzerrter, aber ineffizienter Schätzer für die zukünftige Inflationsrate ist.

Literatur

- Carlson, J. und M. Parkin (1975), »Inflation Expectations«, *Economica* 42, 123–138.
 Fechner, G.T. (1889), *Elemente der Psychophysik*, Vol. 1, Breitkopf und Härtel, Leipzig.
 Knoebl, A. (1974), »Price Expectations and actual Price Behaviour in Germany«, *IMF Staff Papers* XXI, 83–100.
 Muth, J. (1961), »Rational Expectations and the Theory of Price Movements«, *Econometrica* 29(3), 315–335.
 Pesaran, M. (1984), »Expectations Formations and Macroeconomic Modelling«, in: P. Malgrange und P. Muet (Hrsg.), *Contemporary Macroeconomic Modelling*, Blackwell, Oxford, 27–55.
 Roberts, J.M. (1997), »Is Inflation Sticky?«, *Journal of Monetary Economics* 39(2), 173–196.
 Seitz, H. (1988), »The Estimation of Inflation Forecasts from Business Survey Data«, *Applied Economics* 20(4), 427–438.
 Stangl, A. (2004), »World Economic Survey«, in: G. Goldrian (Hrsg.), *Handbuch der umfragebasierten Konjunkturforschung*, ifo Beiträge zur Wirtschaftsforschung Bd. 15, ifo Institut, München, 140–147.
 Theil, H. (1952), »On the Time Shape of Economic Microvariables and the Munich Business Test«, *Revue de l'Institut International de Statistique*, 20, 105–120.
 Weber, E. (1834), *De pulsu, resorptione, auditu et tactu. Annotationes anatomicae et physiologicae*, C.F. Köhler, Leipzig.

Kapitel 2

Konjunkturanalyse und Prognose

Wolfgang Nierhaus und Jan-Egbert Sturm²

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

Prognoseziel: Die Konjunktur

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

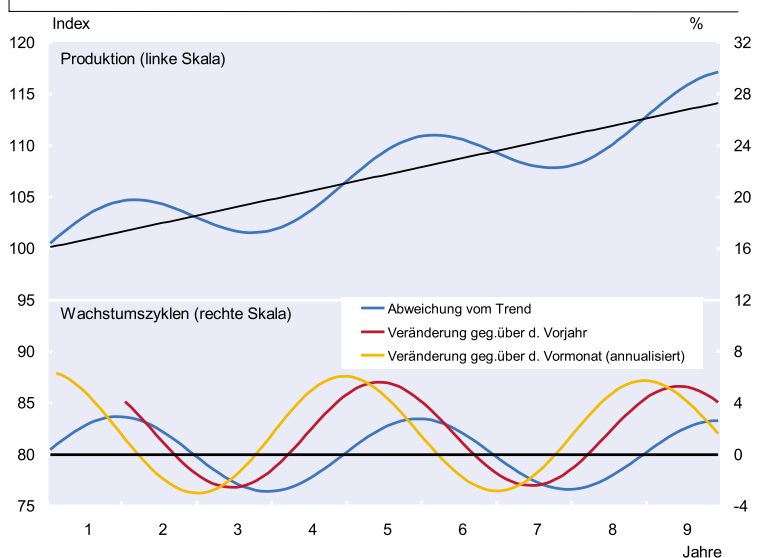
In Deutschland werden konjunkturelle Schwankungen auf gesamtwirtschaftlicher Ebene an der Entwicklung der vierteljährlichen gesamtwirtschaftlichen Produktion festgemacht. Zentraler Maßstab hierfür ist das *reale Bruttoinlandsprodukt* (BIP). Das reale BIP (Produktion im Inland bewertet in konstanten Preisen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

Preissteigerungen üblicherweise nicht als Erhöhung der wirtschaftlichen Aktivität gewertet werden.

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

Abb. 1

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



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

² Unter Mitarbeit von Wolfgang Meister.

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

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

b) Wachstumszyklen

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

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

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

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

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

Was wird prognostiziert?

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

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

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

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

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

Kasten 2: Veränderungsraten

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

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

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

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

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

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

oder

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

wobei m die Gesamtzahl der Perioden pro Jahr darstellt.

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

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

oder

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

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

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

oder

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

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

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

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

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

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

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

Wie wird prognostiziert?

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

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

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

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

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

Die ökonomische Prognose

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

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

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

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

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

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

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

Kasten 3: Ökonometrisches Strukturmodell

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Fortsetzung Kasten 3:

aus der sich unmittelbar die gesuchten dynamischen Multiplikatoren errechnen:

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Exkurs: Stationäre Zeitreihen und Kointegration

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

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

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

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

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

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

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

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

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

14 Forschungsergebnisse

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

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

Kasten 4: Vektorautoregressives Modell (VAR)

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Fortsetzung Kasten 4:

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

Der Indikatoransatz

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

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

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

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

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

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

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

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

Kasten 5: Fehlerkorrekturmodelle

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

scheinen der amtlichen Statistik Vorstellungen zumindest über die Entwicklungsrichtung, in gewissem Ausmaß aber auch über die Intensität der Änderungen zu gewinnen. Im Falle echter Frühindikatoren lassen sich entsprechende Hinweise auf die voraussichtliche Veränderung der amtlichen Statistik in den folgenden Monaten gewinnen. Dies gilt besonders für Befragungsdaten, die sich auf Erwartungen und Pläne von Unternehmen beziehen. Weiterhin ist vorteilhaft, dass qualitative Konjunkturindikatoren – bis auf allfällige Änderungen von Ergebnissen in saisonbereinigter Form infolge eines verlänger-

ten Stützzeitraums – keinen späteren Korrekturen unterliegen. Im Durchschnitt zeigen sie ein stabileres Verhalten über die konjunkturellen Auf- und Abschwungsphasen hinweg, d.h. saisonale und zufällige Einflüsse wirken sich weniger stark aus als bei Indikatoren der amtlichen Statistik. Insbesondere in Urteilsreihen aus dem ifo Konjunkturtest haben kurzfristige nichtkonjunkturelle Schwankungen einen geringeren Anteil an der Gesamtstreuung als in den meisten quantitativen Reihen (vgl. Lindlbauer 1995, S. 76). Zudem enthalten qualitative Indikatoren in aller Regel keinen Trend; sie zeigen also bis auf saisonale und Zufallseinflüsse die »reine« Konjunktur.

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

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

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

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

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

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

¹⁷ Formal ergibt sich das ifo Geschäftsklima GK aus der Beziehung

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

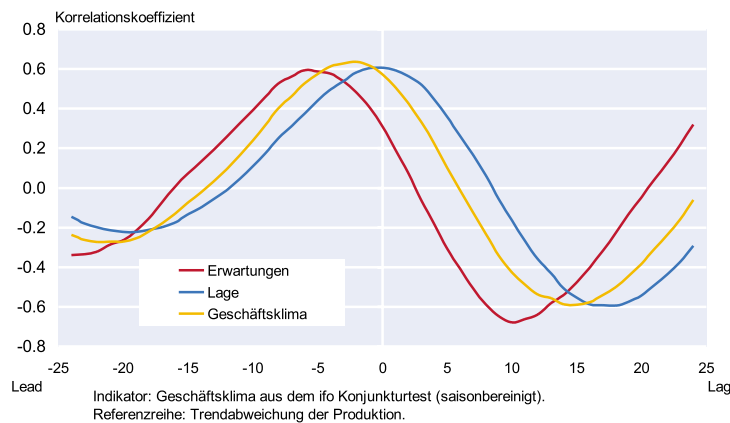
wobei GL den Saldo aus den positiven und negativen Meldungen zur aktuellen Geschäftslage bezeichnet und GE den Saldo aus den positiven und negativen Meldungen zu den Geschäftsaussichten in den nächsten sechs Monaten. Zur Vermeidung von negativen Werten im Wurzelterm werden die beiden Variablen GL und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

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

Fortsetzung Kasten 6:

Abb. 2
ifo Geschäftsklima und Komponenten

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



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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Das iterativ-analytische Verfahren

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

sind damit immer »bedingte« Prognosen.¹⁹

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Die ifo Konjunkturprognose

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

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

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

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

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

Übersicht Ausgewählte Indikatoren für die ifo Kurzfristprognose

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

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

Quelle: ifo Institut.

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

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

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

Summa Summarum

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

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

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

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

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

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

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

Literatur

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

Oliver Hülsewig, Johannes Mayr und Dirk Ulbricht

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

Überblick

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

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

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

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

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

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

VAR-Prognosemodell

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Anpassungsgüte

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

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

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

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

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

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

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

Wahl der Modellvariablen

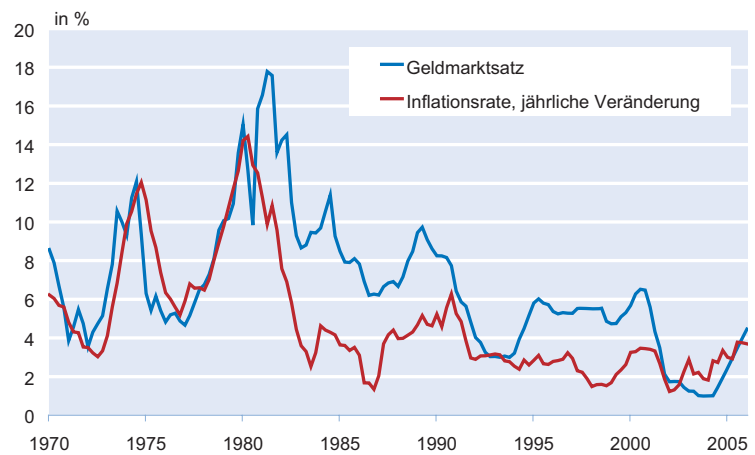
Mit Hilfe von VAR-Modellen soll im Folgenden die Entwicklung des realen BIP in den USA prognostiziert werden. Wegen ihrer dominierenden Stellung im internationalen Handel hat die konjunkturelle Lage der US-amerikanischen Wirtschaft entscheidenden Einfluss auf die aktuelle und zukünftige wirtschaftliche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

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

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

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

Inflationsrate und kurzfristiger Geldmarktsatz



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

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

Untersuchungszeitraum

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

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

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

⁴ Quelle: Bureau of Labor Statistics.

⁵ Quelle: OECD Main Economic Indicators.

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

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

22 Forschungsergebnisse

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

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

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

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

Ergebnisse

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Tab. 2
RMSE für die einzelnen Modelle

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Tab. 3
Theil's U für die einzelnen Modelle

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

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

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

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

Beurteilung der Robustheit

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

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

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

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

Schlussbemerkung und Ausblick

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

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

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

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

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

Literatur

- Altissimo, F. und G.L. Violante (2001), »The non-linear dynamics of output and unemployment in the U.S.«, *Journal of Applied Econometrics* 16(4), 461–486.
- Bernanke, B.S., M. Gertler und M. Watson (1997), »Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks«, *Brookings Papers on Economic Activity* (1), 91–142.
- Charemza, W.W. und D.F. Deadman (1992), *New directions in econometric practice*, Edward Elgar Publishing Limited, Cheltenham.
- Engle, R. und C. Granger (1987), »Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing«, *Econometrica* 35, 251–276.
- Erdöl-/Energie-Informationdienst Nr. 14/05, 4. April 2005.
- Granger, C. und P. Newbold (1987), »Spurious Regressions in Econometrics«, *Journal of Econometrics* 194(2), 111–120.
- Nierhaus, W. und J.-E. Sturm (2003), »Methoden der Konjunkturprognose«, *ifo Schnelldienst* 56(4), 7–23.
- Winker, P. (2002), *Finanzmarkt-Ökonometrie*, Schäffer-Poeschel, Stuttgart.

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

Das ifo Institut beleuchtet seit Jahren kritisch die Güte der eigenen Konjunkturprognosen (vgl. Nierhaus 2006). Im folgenden Beitrag werden für das abgelaufene Jahr die Gründe für aufgetretene Differenzen zwischen Prognose und Wirklichkeit diskutiert.

Die Wirtschaftsentwicklung in Deutschland für das Jahr 2006 ist vom ifo Institut von der Grundtendenz her richtig prognostiziert worden. Als eines der ersten Wirtschaftsforschungsinstitute hatte das ifo Institut im Dezember 2005 die Wachstumsrate der gesamtwirtschaftlichen Produktion für das Jahr 2006 deutlich nach oben angehoben; im Vergleich zu der Einschätzung des Gemeinschaftsgutachtens vom Oktober 2005 belief sich die Aufwärtskorrektur auf 0,5 Prozentpunkte; im Vergleich zur besonders skeptischen Prognose des Sachverständigenrats vom November 2005 sogar auf 0,7 Prozentpunkte. Wie vom ifo Institut erwartet worden war, ist es 2006 im *konjunkturellen Verlauf* zu einer kräftigen Zunahme der gesamtwirtschaftlichen Produktion gekommen; auch die Tempobeschleunigung in der *Jahresdurchschnittsbetrachtung* wurde zutreffend prognostiziert, wenngleich auch nicht in ihrem exakten Ausmaß. Trotz der optimistischen Grundeinschätzung der deutschen Konjunktur, die auf den schon damals guten Ergebnissen der ifo Unternehmensbefragungen basierte¹, ist die Dynamik des Aufschwungs unterschätzt worden.

In der Konjunkturprognose des ifo Instituts vom Dezember 2005 (vgl. Flaig et al. 2005) hatte es geheißen: »Die deutsche Wirtschaft ist im konjunkturellen Aufschwung. Zugpferd ist die Auslandsnachfrage, die nicht zuletzt aufgrund der dynamischen Weltkonjunktur und des wieder günstigeren Euro-Dollar-Kurses eine enorme Schubkraft entfaltet hat. Auch der Investitionsmotor ist nach etlichen Fehlzündungen endlich angesprungen. Im

nächsten Jahr bleiben die Perspektiven für die deutsche Wirtschaft gut. Die Exporte werden angesichts des weiter günstigen internationalen Umfelds die weiterhin wichtigste Stütze der Konjunktur sein. Die Investitionen in Ausrüstungen und sonstige Anlagen dürften nicht zuletzt aufgrund der verbesserten Abschreibungsbedingungen merklich expandieren, die Bauinvestitionen werden nicht mehr weiter rückläufig sein. Auch der private Konsum wird sich etwas beleben, in der zweiten Jahreshälfte gestützt durch das Vorziehen von Käufen aufgrund der avisierten Mehrwertsteueranhebung 2007. Im Jahresdurchschnitt 2006 dürfte das reale Bruttoinlandsprodukt um 1,7% steigen, unter Berücksichtigung der abermals geringeren Arbeitstagezahl kalenderbereinigt sogar um 1,9%. Da das Trendwachstum der gesamtwirtschaftlichen Produktion derzeit bei 1% liegt, wird der gesamtwirtschaftliche Auslastungsgrad spürbar zunehmen. Bei alledem wird sich die Lage auf dem Arbeitsmarkt nur zögernd bessern, in den Wintermonaten wird die Arbeitslosenzahl voraussichtlich erneut die Fünf-Millionen-Marke überschreiten. Die Inflationsrate dürfte mit 1,7% etwas niedriger sein als in diesem Jahr.«

Tatsächlich ist das reale Bruttoinlandsprodukt (BIP) in Deutschland nach ersten Angaben des Statistischen Bundesamts² im *Jahresdurchschnitt* 2006 um 2,5% gestiegen, nach Ausschaltung von Kalenderschwankungen um 2,7%.³ Das ist das beste Ergebnis seit dem Boomjahr 2000.

¹ Im Dezember 2005 war der Geschäftsklimaindex in der gewerblichen Wirtschaft Deutschlands deutlich gestiegen, bessere Werte waren zuletzt im Boomjahr 2000 zu beobachten gewesen. Am Jahresende 2005 tendierten sowohl die Beurteilung der aktuellen Geschäftslage als auch die Erwartungen gleichermaßen nach oben. Die befragten Industrieunternehmen erhofften sich verstärkte Impulse vom künftigen Exportgeschäft.

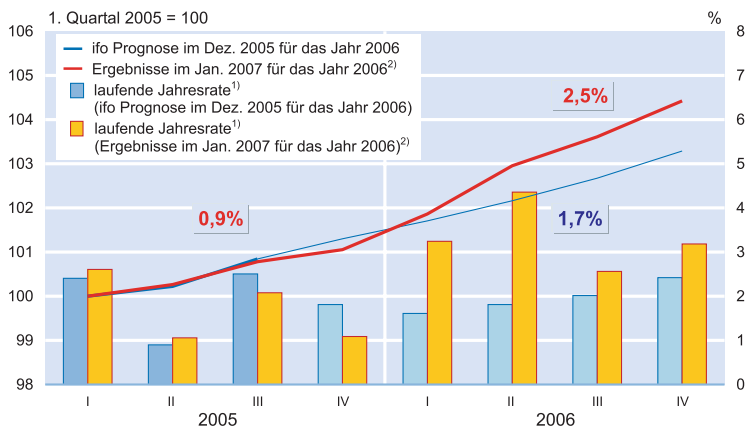
² Die tatsächliche Entwicklung für ein Jahr wird hier an den ersten Ergebnissen des Statistischen Bundesamts für dieses Jahr festgemacht, die Mitte Januar des Folgejahrs veröffentlicht werden. Dies geschieht deshalb, weil diese Zahlen dem Informationsstand zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung am besten entsprechen. Zwar zeigen spätere Rechenstände ein genaueres Bild der Konjunktur; die Prognose kann sich aber nur auf die bis zum Prognosestermin veröffentlichten – ungenaueren – Zahlen stützen.

³ Im Jahr 2006 standen zwei Arbeitstage mehr zur Verfügung als im Jahr 2005.

Abb. 1

Reales Bruttoinlandsprodukt in Deutschland

Saison- und arbeitstaglich bereinigter Verlauf



1) Veranderung in % gegenuber dem Vorquartal, auf Jahresrate hochgerechnet; rechte Skala.
 2) Ergebnisse fur 2005 und Jahresergebnis 2006: Statistisches Bundesamt. Vierteljahresergebnisse fur 2006: Schatzungen des ifo Instituts.

Quelle: Statistisches Bundesamt, Berechnungen und Schatzungen des ifo Instituts.

Im Verlauf des Jahres hatte die gesamtwirtschaftliche Produktion unter – ex ante freilich nicht im Einzelnen prognostizierbaren – Schwankungen auerordentlich kraftig expandiert (vgl. Abb. 1); die laufende Jahresrate⁴ lag pro Quartal im Schnitt bei 3,3%, was das vom ifo Institut fur diesen Zeitraum veranschlagte Anstiegstempo (+ 2,0%) merklich bertraf. Die Unterschatzung der Jahreswachstumsrate geht nicht mit einer Unterschatzung des *statistischen berhangs* fur das Jahr 2006 einher. Als statistischer berhang wird diejenige jahresdurchschnittliche Wachstumsrate des BIP bezeichnet, die sich ergabe, wenn das BIP saison- und kalenderbereinigt im Verlauf eines Jahres auf dem Wert des vierten Quartals des Vorjahres stagnieren wurde.⁵ Der berhang fur 2006 belauft sich nach aktuellem amtlichen Datenstand auf 0,5%; in der ifo-Dezemberprognose war sogar noch von einem berhang in einer Groenordnung von 0,7% ausgegangen worden. Der Prognosefehler ist damit allein durch eine zu schwach eingeschatzte Dynamik im Verlauf des Jahres 2006 zu erklaren.

Zu der Unterschatzung der konjunkturellen Auftriebskrafte hat einmal beigetragen, dass das Zusammenwirken von gesamtwirtschaftlichen Multiplikator-/Akzeleratorprozessen quantitativ nicht exakt prognostizierbar ist. Die Dynamik einer sich selbst ver-

⁴ Die laufende Jahresrate gibt an, wie gro die Veranderung des saison- und kalenderbereinigten BIP innerhalb eines Jahres sein wurde, wenn das in einem Quartal gegenuber dem Vorquartal beobachtete Wachstumstempo wahrend eines ganzen Jahres anhielte.

⁵ Formal ergibt sich der statistische berhang als prozentuale Differenz zwischen dem Vorjahresendwert des BIP und dem dazugehorenden Jahresdurchschnittswert (vgl. Nierhaus 1999, 16 f.).

starkenden Aufwartsbewegung ist schon allein deshalb nur schwer zu einzuschatzen, weil es keine gesicherten Gesetzmaigkeiten gibt, wann und in welchem Ausma Wirtschaftsbereiche, die nicht Zyklusmacher sind, vom Aufschwung erfasst werden, und wie schnell der blicherweise konjunkturell nachlaufende Arbeitsmarkt anspringt. Erschwerend kam aber dieses Mal hinzu, dass die zum Zeitpunkt der ifo-Prognose (Dezember 2005) verfugbare Datenlage eine etwas langsamere Gangart der Konjunktur im Vergleich zu den im Januar 2007 vorgelegten Ergebnissen nahe gelegt hatte. Dies gilt erst recht im Vergleich zum amtlichen Datenstand zur Jahresmitte 2006. Abbildung 2 zeigt, dass die ifo-Dezemberprognose, gemessen an den Ergebnissen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen vom Mai 2006, die Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts sowohl im Jahresendquartal 2005 als auch im ersten Quartal 2006 sogar noch zu optimistisch gesehen hatte.

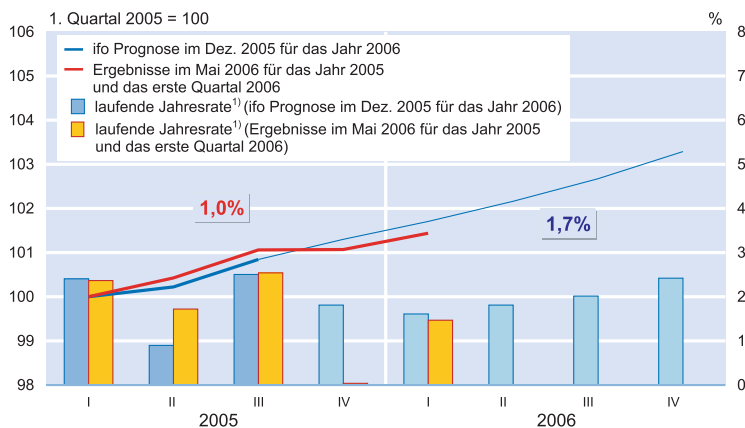
So hatte nach den amtlichen Angaben vom Mai 2006 die gesamtwirtschaftliche Produktion saison- und kalenderbereinigt im vierten Quartal 2005 lediglich stagniert; auch war der Anstieg des realen BIP im ersten Quartal 2006 gegenber dem Jahresendquartal 2005 schwacher als vom ifo Institut im Dezember geschatzte ausgefallen.⁶ Von daher ware im vergangenen Frhsommer eine Revision der jahresdurchschnittlichen BIP-Wachstumsprognose fur 2006 nach

⁶ Zusatzlich wurde die Wachstumsrate des realen BIP fur das Jahr 2005 von 0,9 auf 1,0% angehoben.

Abb. 2

Reales Bruttoinlandsprodukt in Deutschland

Saison- und arbeitstaglich bereinigter Verlauf



1) Veranderung in % gegenuber dem Vorquartal, auf Jahresrate hochgerechnet; rechte Skala.

Quelle: Statistisches Bundesamt, Berechnungen und Schatzungen des ifo Instituts.

Kasten Prognosekorrekturen durch VGR-Revisionen

Nachträgliche Revisionen bereits veröffentlichter Ergebnisse der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung können die numerische Ausgangsbasis einer Konjunkturprognose und damit das Prognoseergebnis erheblich beeinflussen. Maßgeblich hierfür ist, dass die jahresdurchschnittliche Wachstumsrate des BIP (oder einer anderen zu prognostizierenden Variablen) zeitreihenarithmetisch nicht nur von den laufenden Quartalsraten im aktuellen Jahr determiniert wird, sondern auch von den Vierteljahresraten des vergangenen Jahres (vgl. Carnot et al. 2005, 52 f.; Scheuerle 2004). Die jahresdurchschnittliche BIP-Rate (= JDT) ist definiert als Änderung der Jahressummen des vierteljährlichen BIP: $JDT = (BIP_t + \dots + BIP_{t+3}) / (BIP_{t-4} + \dots + BIP_{t-1}) \cdot 100 - 100$. Die laufende Quartalsrate (= Q_t) beschreibt die Änderung des saison- und kalenderbereinigten Bruttoinlandsprodukts von Quartal $t - 1$ zu Quartal t : $Q_t = BIP_t / BIP_{t-1} \cdot 100 - 100$. Dann gilt, dass sich die jahresdurchschnittliche Wachstumsrate JDT approximativ (d.h. ohne Berücksichtigung von Joint Effekten u.Ä.) als gewogener Durchschnitt von Quartalsraten Q_t darstellen lässt^{a)}:

$$JDT \approx 0,25Q_{t-3} + 0,5Q_{t-2} + 0,75Q_{t-1} + Q_t + 0,75Q_{t+1} + 0,5Q_{t+2} + 0,25Q_{t+3}$$

Die einzelnen Quartalsraten gehen mit unterschiedlicher Gewichtung in die Jahresdurchschnittsrate ein: Das höchste (auf Eins normierte) Gewicht wird dem ersten Quartal im laufenden Jahr (im Beispiel die Rate Q_t) zugemessen (25,0%), danach kommen das Endquartal des Vorjahres bzw. das zweite Quartal im aktuellen Jahr (jeweils 18,75%). Das dritte Quartal hat stets ein Gewicht von 12,5%. Das zweite Quartal im Vorjahr (Startquartal) und das vierte Quartal im laufenden Jahr haben mit 6,25% das kleinste Gewicht. Das Gewichtsmuster der Quartalsraten ähnelt damit einer Dreiecksverteilung. Revisionen der amtlichen Ergebnisse für das Jahresendquartal und/oder für die beiden ersten Quartale im Berichtsjahr wirken sich in der jahresdurchschnittlichen Wachstumsrate aufgrund ihres großen Gewichts besonders deutlich aus.^{b)}

Im August 2006 wurden im Zuge der laufenden VGR-Revision u.a. die laufenden Quartalsraten für das reale BIP im vierten Quartal 2005 von 0,0 auf 0,3% und im ersten Quartal 2006 von 0,4 auf 0,7% angehoben. Rein rechnerisch führt diese Datenrevision nach obiger Formel zu einer Erhöhung der jahresdurchschnittlichen Veränderungsrate des realen Bruttoinlandsprodukts im Jahr 2006 um insgesamt 0,5 Prozentpunkte (= $0,75 \times 0,3 + 0,3$). Der numerische Einfluss der übrigen Datenrevisionen ist bei dieser Beispielsrechnung nicht berücksichtigt worden.

^{a)} Vereinfacht wird hier die Jahresdurchschnittsrate JDT nicht aus Ursprungswerten, sondern aus saison- und kalenderbereinigten Werten berechnet. Bei Zeitreihen aus den VGR muss in diesem Zusammenhang berücksichtigt werden, dass wegen der unterschiedlichen Gewichte der einzelnen Jahresabschnitte und der von Jahr zu Jahr schwankenden Zahl der geleisteten Arbeitstage die Jahresdurchschnittsrate der Ursprungswerte von jener der saison- und kalenderbereinigten Reihe geringfügig abweichen kann.

^{b)} Für den Spezialfall $Q_t = Q_{t+1} = Q_{t+2} = Q_{t+3} = 0$ folgt aus der angegebenen Formel approximativ der statistische Überhang.

unten denkbar gewesen, wofür z.B. auch der damalige kräftige Rückgang der Aktienkurse gesprochen hätte. Das ifo Institut hat dann aber die BIP-Prognose für 2006, die bei der ifo Mitgliederversammlung im Juni vorgelegt wurde, nicht zuletzt aufgrund der außerordentlich guten Ergebnisse des ifo Konjunkturtests für das verarbeitende Gewerbe⁷, das in Deutschland der »cycle-maker« ist, sogar auf 1,8% heraufgesetzt, was auf den ersten Blick recht wenig zu sein scheint, im Vergleich zur ifo-Dezemberschätzung aber eine deutlich höhere konjunkturelle Dynamik, insbesondere im zweiten Halbjahr 2006, implizierte. Erst im Zuge der laufenden Revision der VGR vom August vergangenen Jahres korrigierte die amtliche Statistik die zunächst vorgelegten laufenden BIP-Veränderungsraten für das vierte Quartal 2005 und das erste Quartal 2006 nach oben, was c.p. die jahresdurchschnittliche BIP-Rate aufgrund des nunmehr deutlich höheren Überhangs um 0,5 Prozentpunkte steigen ließ. Mit anderen Worten: Wäre bei der ifo-Prognose im Juni 2006 der amtliche Rechenstand vom August (statt vom Mai) für die beiden oben genannten Quartale berücksichtigt worden, so hätte sich die damals geschätzte jahresdurchschnittliche BIP-Rate für 2006 rein rechnerisch, d.h. ohne ergänzende Kor-

rektur der konjunkturellen Dynamik im Prognosezeitraum, nicht auf 1,8%, sondern auf 2,3% belaufen, was nahezu dem im Januar 2007 veröffentlichten amtlichen Endergebnis entsprochen hätte (vgl. Kasten).

Der Prognosefehler bei der jahresdurchschnittlichen Wachstumsrate für das reale Bruttoinlandsprodukt kann auch über die Schätzfehler bei den einzelnen BIP-Verwendungskomponenten erklärt werden (vgl. Tabelle). Die Binnennachfrage entwickelte sich 2006, anders als in den Vorjahren, recht kräftig. Im Jahresdurchschnitt hat sie um 1,8% zugenommen, das ist der stärkste Anstieg seit dem Jahr 2000. Im Dezember 2005 war mit einer vergleichsweise verhaltenen Zunahme um lediglich 0,8% gerechnet worden. Der private Konsum ist nach drei Stagnationsjahren erwartungsgemäß gestiegen, und zwar um 0,6%. Dies ist sogar noch etwas mehr als im Dezember 2005 veranschlagt worden war (+ 0,3%). Maßgeblich für diese Unterschätzung war jedoch nicht eine Fehleinschätzung der Spartätigkeit; mit einem leichten Rückgang der Sparquote war im Dezember 2005 durchaus gerechnet worden. Ausschlaggebend war vielmehr der in dieser Größenordnung nicht vorhergesehene Anstieg der real verfügbaren Einkommen. Dies lag jedoch allein am konjunkturell bedingt kräftigeren Zuwachs der Einkommen aus unternehmerischer Tätigkeit einschließlich der per saldo empfangenen Vermögenseinkommen. Dagegen sind die Nettoarbeitseinkommen erwartungsgemäß real gesunken, und zwar im prognostizierten Ausmaß (- 1%). Zwar

⁷ Im Juni 2006 hatte der ifo Geschäftsklimaindex in der Industrie einen neuen temporären Höchststand erreicht. Zum siebten Mal in Folge hatten sich die Urteile zur aktuellen Lage der befragten Unternehmen gebessert, auch die Geschäftsaussichten für die nächsten sechs Monate waren günstiger als im Vormonat beurteilt worden. Den Testergebnissen zufolge hatte die Nachfrage spürbar angezogen, und die Auftragsbestände waren merklich gestiegen.

26 **Daten und Prognosen**

fiel die Anhebung der tariflichen Stundenlöhne im Jahr 2006 mit durchschnittlich 1% sogar noch etwas geringer aus als angenommen (+ 1 1/2%), dies wurde aber durch eine weniger stark negative Lohndrift zum Teil kompensiert. Zudem stieg die Beschäftigung aufgrund der besseren guten Konjunktur noch etwas stärker als vorhergesehen. Auch der deutliche Rückgang der realen monetären Sozialleistungen war richtig prognostiziert worden. Die gesetzlichen Altersbezüge waren zum dritten Mal in Folge nicht angehoben worden; auch waren die Leistungen beim Arbeitslosengeld I infolge sinkender Empfängerzahlen außerordentlich kräftig zurückgegangen.

Die Entwicklung des öffentlichen Konsums im Jahr 2006 ist hingegen unzutreffend eingeschätzt worden. Zwar ging der Personalabbau weiter, doch deutlich langsamer als erwartet. Und bei den Sachleistungen scheint es zwar nicht in nominaler, wohl aber in realer Rechnung zu einer spürbaren Beschleunigung des Ausgabenzuwachses gekommen sein. Insgesamt ist der reale öffentliche Konsum im abgelaufenen Jahr um 1,7% gestiegen; im Dezember 2005 war hingegen noch von einem Rückgang um 0,3% ausgegangen worden. Erfahrungsgemäß kommt es aber gerade bei diesem Verwendungsaggregat immer wieder zu größeren nachträglichen Datenrevisionen durch das Statistische Bundesamt.⁸

Der seit dem Jahr 2004 zu beobachtende Aufschwung der Ausrüstungsinvestitionen hat sich im Jahr 2006 erwartungsgemäß fortgesetzt. Die deutlich steigende Auslastung des Kapitalstocks generierte einen beträchtlichen Erweiterungsbedarf, der der Investitionstätigkeit zusätzlichen Schub verlieh. Auch die seit Anfang 2006 geltende Verbesserung der Abschreibungsbedingungen für bewegliche Anlagegüter, die einer Absenkung der Kapitalnutzungskosten gleichkommt, begünstigte wie vorhergesehen das Investitionsklima. Insgesamt sind die Ausrüstungsinvestitionen mit einer jahresdurchschnittlichen Zuwachsrate von 7,3% gestiegen, das ist sogar noch etwas mehr als im Dezember 2005 vorausgeschätzt: + 6,0%). Der Anstieg der Bauinvestitionen ist noch etwas deutlicher unterschätzt worden. Im Durchschnitt aller Bausparten ergab sich ein Plus von 3,6%; im Dezember

⁸ So lauteten zum Zeitpunkt der Erstellung der ifo-Dezemberprognose 2005 die Vorjahresraten für den realen Staatskonsum für die ersten drei Quartale 2005: erstes Vierteljahr: - 1,8%, zweites Vierteljahr: - 0,1%, drittes Vierteljahr: + 0,1%. Nach dem heutigen Datenstand gilt hingegen: erstes Vierteljahr: - 0,7%, zweites Vierteljahr: + 1,2%, drittes Vierteljahr: + 0,9%. Auch die bisher veröffentlichten Quartalsergebnisse 2006 dürften inzwischen deutlich überarbeitet worden sein, denn nach den im November vorgelegten amtlichen Angaben belief sich der reale Anstieg des Staatskonsums im Durchschnitt der ersten drei Quartale auf knapp 1,1%, also weit weniger als das jetzt bekannt gegebene Ergebnis für das gesamte Jahr 2006 in Höhe von 1,7%.

**Prognosen und Prognosefehler für das Jahr 2006
Verwendung des Bruttoinlandsprodukts^{a)}**

	ifo-Dezemberprognose 2005		Statistisches Bundesamt		Prognosefehler für 2006	
	Prognosewerte für 2006		Istwerte für 2006 ^{b)}		Differenz der Wachstumsraten bzw. -beiträge	
	Veränderung in % gegenüber dem Vorjahr (1)	Wachstumsbeitrag in %-Punkten ^{c)} (2)	Veränderung in % gegenüber dem Vorjahr (3)	Wachstumsbeitrag in %-Punkten ^{c)} (4)	Spalte (3) abzüglich Spalte (1) (5)	Spalte (4) abzüglich Spalte (2) (6)
Inlandsnachfrage	0,8	0,7	1,8	1,7	1,0	1,0
Privater Konsum	0,3	0,2	0,6	0,4	0,3	0,2
Staatlicher Konsum	- 0,3	0,0	1,7	0,3	2,0	0,3
Ausrüstungen	6,0	0,4	7,3	0,5	1,3	0,1
Bauten	0,4	0,0	3,6	0,3	3,2	0,3
Sonstige Anlageinvestitionen	3,7	0,0	5,9	0,1	2,2	0,1
Vorratsveränderungen	-	0,1	-	0,1	-	0,0
Außenbeitrag	-	0,9	-	0,7	-	- 0,2
Ausfuhr	7,4	3,0	12,4	5,0	5,0	2,0
Einfuhr	6,0	- 2,1	12,1	- 4,3	6,1	- 2,2
Bruttoinlandsprodukt	1,7	1,7	2,5	2,5	0,8	0,8

^{a)} In Preisen des Vorjahres. – ^{b)} Erste Ergebnisse der Inlandsproduktsberechnung (Januar 2007). – ^{c)} Beiträge der Nachfragekomponenten des Bruttoinlandsprodukts (Lundberg-Komponenten). Der Wachstumsbeitrag einer Nachfragekomponente ergibt sich aus der Wachstumsrate gewichtet mit dem nominalen Anteil des Aggregats am Bruttoinlandsprodukt aus dem Vorjahr. Abweichungen in den Summen durch Runden der Zahlen. Angaben für das Bruttoinlandsprodukt: Veränderung gegenüber Vorjahr in %.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

2005 war die Zuwachsrate auf + 0,4% veranschlagt worden. Ausschlaggebend für die deutlich bessere Entwicklung waren die positiven Ergebnisse beim quantitativ dominierenden Wohnungsbau (+ 3,6%) bzw. Wirtschaftsbau (+ 4,7%). Auch schlug im späteren Verlauf des Jahres 2006 die außergewöhnlich milde Witterung als zusätzliches Plus zu Buche, was in der Dezemberprognose 2005, die von Normalwitterung ausgegangen war, nicht enthalten war. Die Entwicklung der Vorratsinvestitionen ist vom ifo Institut zutreffend prognostiziert worden; der Wachstumsbeitrag der Vorratsinvestitionen – bezogen auf das reale BIP – liegt wie vorausgeschätzt bei 0,1 Prozentpunkten.

Die Dynamik im Außenhandel fiel im Jahr 2006 noch deutlich höher aus als ursprünglich eingeschätzt: Die Ausfuhr wurde durch die weltweit robuste Nachfrage nach deutschen Exportgütern und die enorme Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Unternehmen beflügelt; dies gilt insbesondere für die Lieferungen in die europäischen Nachbarstaaten. Auch bei der Einfuhr spielte die gute Wirtschaftsverfassung in Europa eine große Rolle. Aufgrund der intraindustriellen Verflechtung erhöhte sich insbesondere der Import von Vorleistungs- und Investitionsgütern. Insgesamt belief sich der Exportzuwachs im Jahresergebnis 2006 auf 12,4% (ifo-Dezemberschätzung 2005: + 7,4%). Da die Anstiegsrate der Einfuhr mit + 12,1% nahe zu gleich groß ausfiel (ifo-Dezemberschätzung: + 6,0%), steuerte der Außenbeitrag mit 0,7 Prozentpunkten per saldo ein etwas geringeres Plus zum Wirtschaftswachstum bei, als ursprünglich geschätzt worden war (+ 0,9 Prozentpunkte).

Auf dem Arbeitsmarkt hat sich die Lage im Gefolge der günstigen konjunkturellen Entwicklung merklich aufgehellt: Die Zahl der Erwerbstätigen (nach dem Inlandskonzept) ist im Verlauf des vergangenen Jahres saisonbereinigt spürbar gestiegen; gegenüber 2005 ergab sich im Jahresdurchschnitt ein Plus von 0,7%; das ist geringfügig mehr als vom ifo Institut im Dezember 2005 geschätzt worden war (+ 0,6%). Auch die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung nahm erstmals wieder zu, und das sogar noch deutlich stärker als erwartet. Im Juni 2006 waren 26,35 Mill. Arbeitnehmer sozialversicherungspflichtig beschäftigt, das sind 0,7% mehr als vor einem Jahr. In den fünf Jahren zuvor hatte sich die Zahl der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten um insgesamt 1,65 Millionen verringert. Die durch Arbeitsmarktpolitik geförderte Erwerbstätigkeit hat sich im Jahr 2006 leicht erhöht; ausschlaggebend dafür waren die Arbeitsgelegenheiten, die in der Variante der Mehraufwandsentschädigung im Jahresdurchschnitt um 60 000 auf 277 000 zugenommen haben. Während die Förderung von Selbständigen nach der starken Zunahme im Zeitraum 2003 bis 2005 im vergangenen Jahr rückläufig war (um insgesamt – 24 000 auf 299 000), hat die Förderung sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung durch Beschäftigung schaffende Maßnahmen nahezu stagniert

und bei beschäftigungsbegleitenden Hilfen etwas zugenommen (– 2 000 auf 68 000 bzw. + 17 000 auf 110 000) (vgl. Bundesagentur für Arbeit 2006, 10).

Die Arbeitslosenzahl ist im Verlauf des Jahres 2006 merklich gesunken. Im Jahresdurchschnitt belief sie sich dem Ursprungswert nach auf 4,487 Millionen; das sind knapp 375 000 weniger als im Jahr 2005. Die Dezemberprognose 2005 war demgegenüber noch deutlich skeptischer gewesen; hier war im Vorjahresvergleich nur mit einem Sinken der Arbeitslosigkeit in einer Größenordnung von 150 000 gerechnet worden. Im deutlichen Rückgang der Arbeitslosigkeit spiegelt sich vor allem der konjunkturell bedingte Aufbau sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung wider. Zudem ist die Entwicklung in den Herbstmonaten von der außerordentlich milden Witterung begünstigt worden. Der Einsatz der arbeitsmarktpolitischen Instrumente hat den Rückgang der Arbeitslosigkeit im abgelaufenen Jahr noch etwas verstärkt. Insgesamt ist die Teilnehmerzahl in arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen, denen kurzfristig gesamtwirtschaftliche Entlastung zugeschrieben wird, jahresdurchschnittlich um 47 000 auf 1,108 Mill. gestiegen. Der Anstieg der Entlastung beruht vor allem auf Arbeitsgelegenheiten und einer stärkeren Inanspruchnahme der vorruhestandsähnlichen Regelung des § 428 SGB III (vgl. Bundesagentur für Arbeit 2006, 12).

Die Entwicklung der Lebenshaltungskosten wurde im Jahr 2006 von der Entwicklung der Preise für Haushaltsenergie und Kraftstoffe dominiert; anders als in den beiden Vorjahren spielten administrierte Preiserhöhungen diesmal keine größere Rolle. In der ersten Jahreshälfte hatte sich die Inflationsrate im Gefolge des damaligen Höhenflugs der Rohölnotierungen um die 2%-Marke bewegt; im September erreichte sie – der Ölpreis war inzwischen wieder auf unter 60 US-Dollar je Barrel gefallen – mit 1,0% ihren Jahrestiefstand. Alles in allem hat sich die Lebenshaltung im Jahresdurchschnitt 2006 unter starken monatlichen Schwankungen um 1,7% verteuert, was exakt der im Dezember 2005 vom ifo Institut prognostizierten Jahresinflationsrate entspricht. Wie damals zutreffend erwartet worden war, ist es 2006 im Vorfeld der Mehrwertsteueranhebung aufgrund der insgesamt verhaltenen Konsumkonjunktur nicht in zahlenmäßig größerem Ausmaß zu vorweggenommenen Preiserhöhungen gekommen.

Fazit

Die Prognosebilanz des ifo Instituts kann sich für das Jahr 2006 durchaus sehen lassen. Wie im Dezember 2005 erwartet worden war, ist es konjunkturellen Verlauf zu einer deutlichen Zunahme der gesamtwirtschaftlichen Produktion gekommen. Die Stärke des Konjunkturaufschwungs wurde dagegen merklich unterschätzt. Die Prognosefehler bei

den einzelnen BIP-Teilaggregaten (Konsum, Investitionen usw.) gingen diesmal alle in die gleiche Richtung, was bei der jahresdurchschnittlichen Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts nicht zum üblichen (zumindest partiellen) Fehlerausgleich führte, sondern eine Fehlerkumulation bewirkte. Konsekutiv zu der zu gering veranschlagten Dynamik der gesamtwirtschaftlichen Produktion wurde auch die positive Arbeitsmarktentwicklung unterschätzt. Exakt ist schließlich der jahresdurchschnittliche Anstieg der Verbraucherpreise prognostiziert worden.

Bei nachträglichen Prognoseevaluations sollte jedoch nicht übersehen werden, dass sich der Datenkranz aufgrund von zwischenzeitlich stattgefundenen Revisionen der amtlichen Statistik in aller Regel anders darstellt als bei der Prognoseerstellung. Nachträgliche Änderungen des höherfrequenten monatlichen bzw. vierteljährlichen Zahlenmaterials seitens der Statistischen Ämter können allein aufgrund von Überhangseffekten nicht unbeträchtliche Korrekturen an den jahresdurchschnittlichen Wachstumsprognosen auslösen. Zudem ist die Datenlage oftmals unübersichtlich, nicht alle gewichtigen Konjunkturindikatoren gehen in die gleiche Richtung.⁹ Bei unterschiedlichen Signalen über den weiteren Konjunkturverlauf bleibt es letztlich der Erfahrung des Prognostikers überlassen, welches Gewicht zum Prognosezeitpunkt den einzelnen Indikatoren beigemessen wird, sofern nicht durch geeignete Aggregation der Einzelindikatoren ein Gesamtindikator vorliegt, dessen Konjunktursignal eindeutiger ist. Schließlich braucht es geraume Zeit, bis Änderungen im Wirtschaftsgeschehen als nachhaltiges Ereignis (und nicht nur als temporäres Phänomen) klassifiziert werden können (vgl. Krane 2003).

Schließlich sind Konjunkturprognosen immer in beträchtlichem Ausmaß mit Unsicherheit behaftet, was durch die Angabe von *Prognoseintervallen* sichtbar gemacht werden könnte, in die die üblichen Punktschätzungen als Mittelwert eingebettet sind. Allerdings nehmen die Intervallgrenzen, die aus Schätzfehlern der Vergangenheit empirisch quantifizierbar sind, mit wachsendem Prognosehorizont rasch zu. Nimmt man z.B. die Dezemberprognosen des ifo Instituts als Basis, so beträgt die Spanne für ein Prognoseintervall, das mit 95%iger Sicherheit die jahresdurchschnittliche Veränderungsrate des realen BIP im kommenden Jahr abdeckt, derzeit bei knapp ± 2 Prozentpunkten (vgl. Nierhaus 2006, 42 f.). Für die meisten Prognosekonsumenten käme eine derart unscharfe Schätzung wohl kaum in Frage.

Trotz aller Schwächen sind und bleiben Konjunkturprognosen für die Orientierung der Entscheidungsträger von Wirtschaft und Politik unentbehrlich. Freilich lässt sich das Wirtschaftsgeschehen aufgrund der sich ändernden Rahmenbedingungen sowie des ständigen und teilweise sehr schnellen Wandels, dem wirtschaftliches Verhalten unterliegt, trotz der ständigen Weiterentwicklung des prognostischen Instrumentariums und der Verbreiterung der statistischen Datenbasis nicht exakt vorausschätzen. Niemand hat originäres Zukunftswissen. Wissenschaftlich fundierte Konjunkturprognosen sind denn auch keine Prophezeiungen, sondern bedingte Wahrscheinlichkeitsaussagen. Sie beseitigen nicht die Unsicherheit über die Zukunft, sie tragen aber dazu bei, die Unsicherheit zu verringern.

Literatur

- Bundesagentur für Arbeit (2006), *Der Arbeits- und Ausbildungsmarkt in Deutschland, Monatsbericht Dezember und Jahr 2006*.
- Carnot, N., V. Koen und B. Tissot (2005), *Economic Forecasting*, Macmillan, Palgrave.
- Flaig, G., W. Nierhaus, A. Dehne, A. Gebauer, S. Henzel, O. Hülsewig, E. Langmantel, W. Meister, M. Ruschinski und T. Wollmershäuser (2005), »ifo Konjunkturprognose 2006: Deutsche Wirtschaft im Aufschwung« *ifo Schnelldienst* 58(24), 15–53.
- Krane, S. (2003), »An Evaluation of Real GDP Forecasts: 1996–2001«, Federal Reserve Bank of Chicago, *Economic Perspectives* (10), 2–21.
- Nierhaus, W. (1999), »Aus dem Instrumentenkasten der Konjunkturanalyse: Veränderungsrate im Vergleich«, *ifo Schnelldienst* 52(27), 11–19.
- Nierhaus, W. (2006), »Wirtschaftskonjunktur 2005: Prognose und Wirklichkeit«, *ifo Schnelldienst* 59(2), 37–43.
- Scheuerle, A. (2004), »Errare humanum est – Warum irren Prognosen?«, *DekaBank: Konjunktur, Zinsen, Währungen*, Ausgabe 1, März, 11–15.

⁹ So hatten sich 2006 die ZEW-Konjunkturerwartungen für Deutschland, anders als das ifo Geschäftsklima, nahezu das ganze Jahr hindurch stark eingetrübt. Erst im Dezember ist der ZEW-Indikator erstmals wieder etwas gestiegen; mit $-19,0$ Punkten war er jedoch weit entfernt von seinem historischen Mittelwert von $33,7$ Punkten (Zeitraum 1991 bis 2006).

Zur Einführung der Vorjahrespreisbasis in der deutschen Statistik: Konsequenzen für die Konjunkturanalyse

Das reale Bruttoinlandsprodukt (BIP) ist der wichtigste Indikator für Konjunktur und Wirtschaftswachstum. In den deutschen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) wurde bisher das reale BIP in konstanten Preisen eines Basisjahres nachgewiesen (Festpreisbasis). Auf der Grundlage der Entscheidung der EU-Kommission vom 30. November 1998 wird bei der anstehenden großen VGR-Revision in diesem Frühjahr bei der BIP-Schätzung nun das Konzept der Vorjahrespreisbasis eingeführt.¹ Der folgende Beitrag informiert zunächst über das neue Rechenverfahren und den Grund des Systemwechsels (vgl. Nierhaus 2004a; 2004b). Danach wird auf einige Konsequenzen der neuen Volumenrechnung für die Konjunkturdiagnose und -prognose eingegangen.

Von der Festpreisbasis zur Vorjahrespreisbasis: Warum der Wechsel?

Der wichtigste Indikator für Konjunktur und Wachstum in einer Volkswirtschaft ist das Bruttoinlandsprodukt (BIP). Das BIP misst die im Inland entstandene Produktion *in laufenden Preisen* der jeweiligen Berichtsperiode. Oftmals ist man aber nicht an der Entwicklung des reinen Wertaggregats interessiert, das auch von Preisfluktuationen beeinflusst wird, sondern ausschließlich an der Bewegung der *Realgrößen*, d.h. an der Veränderung der Gütervolumina. Das nominale Bruttoinlandsprodukt muss zu diesem Zweck in eine Preis- und in eine Mengenkompone (reales Bruttoinlandsprodukt) zerlegt werden. Formal besteht die Aufgabe darin, einen Wertindex des nominalen BIP $\sum_i Q(i,t)P(i,t) / \sum_i Q(i,0)P(i,0)$, der die laufenden Ausgaben $\sum_i Q(i,t)P(i,t)$ in der Berichtsperiode t zu den Ausgaben $\sum_i Q(i,0)P(i,0)$ einer Basisperiode 0 in Beziehung setzt², durch geeignete Deflationierung (d.h. Division) mit einem Preisindex in einen Mengenindex zu überführen, der die Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts misst. Die Darstellungen der Mengenkompone unterscheiden sich im Einzelnen dadurch, mit welchem Preisindex das nominale BIP deflationiert wird, und ob die Verknüpfung mit dem Basiszeitraum direkt (d.h. nur unter Verwendung von Daten der Perioden 0 und t) oder indirekt (d.h. durch Verkettung von Daten aus Teilperioden des Zeitintervalls 0 bis t) geschieht.

In Deutschland wurde die Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts bisher an Hand eines *Laspeyres-Mengenindex* (L_M) nachgewiesen:

$$(1) L_M(t,0) = \frac{\sum_i Q(i,t)P(i,0)}{\sum_i Q(i,0)P(i,0)}$$

L_M zeigt die *längerfristige* Änderung der Volumina gegenüber der Basisperiode 0 auf. Äquivalent ließ sich L_M als gewogener Mittelwert der einzelnen Mengenzahlen $Q(i,t)/Q(i,0)$ darstellen, wobei die Gewichte $g(i,0)$ den Ausgabenanteilen $P(i,0)Q(i,0) / \sum_i P(i,0)Q(i,0)$ im Basisjahr entsprachen (*fixed-weighted* Index).³ Das reale Bruttoinlandsprodukt als Niveaugröße erhielt man im bisherigen System durch Multiplikation des Mengenindex $L_M(t,0)$ mit den nominalen Ausgaben $\sum_i Q(i,0)P(i,0)$ im Basisjahr 0:

$$(2) \text{BIP}_{\text{real}}(t) = L_M(t,0) \times \sum_i Q(i,0)P(i,0) \\ = \sum_i Q(i,t)P(i,0)$$

Das reale BIP für ein bestimmtes Berichtsjahr t ergab sich demnach als Summe aus

¹ Rechtlicher Anlass für die Einführung der Vorjahrespreisbasis in den deutschen VGR war die Kommissionsentscheidung 98/715/EG vom 30. November 1998 (zur Klarstellung von Anhang A der (ESVG-)Verordnung Nr. 2223/96 im Hinblick auf die Grundsätze zur Preis- und Volumenmessung). Dieser Rechtsakt schreibt in Grundsatz 3 vor: »Die auf der elementaren Aggregationsebene abgeleiteten Volumenmaße werden mit Gewichten aggregiert, die aus dem Vorjahr abgeleitet werden« (Statistisches Bundesamt 2003, 3).

² Mit $Q(i, t)$ wird hier die im Jahr t umgesetzte Menge eines Gutes i ($i = 1, 2, \dots, n$) bezeichnet, mit $P(i, t)$ der dazugehörige Produktpreis.

³ Es gilt:
 $L_M = \frac{\sum_i Q(i,t)P(i,0)}{\sum_i Q(i,0)P(i,0)} = \sum_i \frac{Q(i,t)}{Q(i,0)} \times g(i,0)$,
wobei $Q(i,t)/Q(i,0)$ die Mengenzahl für Gut i ist und $g(i,0) = \frac{P(i,0)Q(i,0)}{\sum_i P(i,0)Q(i,0)}$ der Anteil der Ausgaben für Gut i an den Gesamtausgaben im Basisjahr 0 darstellt (vgl. Young 1992).

Modellrechnung 1

**Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts
Festpreisbasis (mit »Substitution Bias«)**

	Konsumgüter		Investitionsgüter		BIP in jeweiligen Preisen	Reales BIP				
	Mengen	Preise	Mengen	Preise		in Preisen von 2000	Laspeyres- Mengenindex (2000=100)	in Preisen von 2003	Laspeyres- Mengenindex (2003=100)	Laspeyres- Mengenindex ^{a)} (2003=100)
2000	100,0	6,0	50,0	4,0	800,0	800,0	100,0	765,0	90,7	100,0
2001	102,0	6,1	55,0	3,5	814,7	832,0	104,0	791,1	93,8	103,4
2002	104,0	6,2	60,0	3,1	830,8	864,0	108,0	817,2	96,9	106,8
2003	106,0	6,3	65,0	2,7	843,3	896,0	112,0	843,3	100,0	110,2
2004	108,0	6,4	70,0	2,3	852,2	928,0	116,0	869,4	103,1	113,6
Veränderung gegenüber dem Vorjahr in %										
2001	2,0	1,7	10,0	-12,5	1,8	4,0	4,0	3,4	3,4	3,4
2002	2,0	1,6	9,1	-11,4	2,0	3,8	3,8	3,3	3,3	3,3
2003	1,9	1,6	8,3	-12,9	1,5	3,7	3,7	3,2	3,2	3,2
2004	1,9	1,6	7,7	-14,8	1,1	3,6	3,6	3,1	3,1	3,1

^{a)} Umbasiert auf das Jahr 2000.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Modellrechnung 1 zeigt exemplarisch die Wirkung einer Aktualisierung des Basisjahres Vorjahrespreisbasis bei der Ermittlung des realen Bruttoinlandsprodukts (BIP). Zugrunde gelegt wird eine geschlossene Volkswirtschaft; das nominale BIP ergibt sich aus den laufenden Ausgaben für Konsumgüter und für Investitionsgüter. In der Modellrechnung ändert sich die Preisstruktur dahingehend, dass die Preise für Konsumgüter von Periode zu Periode steigen, während die Preise für Investitionsgüter permanent sinken.

Wird das reale BIP nach der bisherigen Festpreismethode berechnet, so steigt die Produktion – bei konstant gehaltenen Preisen des Jahres 2000 – im Zeitraum 2000 bis 2004 um 16,0% (vgl. obere Tabelle., 7. Spalte). Wird die Preisbasis auf das Jahr 2003 aktualisiert, so nimmt das reale BIP nur noch um 13,6% zu, wie der zur besseren Vergleichbarkeit auf das Jahr 2000 umbasierte Index (2003 = 100) zeigt (vgl. obere Tabelle, 10. Spalte). Maßgeblich hierfür ist, dass die Investitionsgütervolumina (des Jahres 2000) nunmehr mit den niedrigeren Preisen des Jahres 2003 bewertet werden, was ihr Indexgewicht von 25,0 auf 17,6% reduziert (vgl. Abb. 1). Auch die jährlichen Veränderungsdaten fallen dadurch nun kleiner aus. Offensichtlich hängt die BIP-Entwicklung bei der Festpreismethode von der Wahl des Basisjahres ab, wobei das Wachstum für Perioden nach dem jeweiligen Basisjahr aufgrund des „Substitution Bias“ in aller Regel überschätzt und für Perioden vor dem Basisjahr unterschätzt wird.

($i = 1, \dots, n$) Volumina $Q(i,t)$, die mit konstanten Preisen $P(i,0)$ eines Basisjahrs 0 bewertet wurden (Festpreisbasis).⁴

Nachteilig am bisherigen Festpreis-Verfahren war, dass der Laspeyres-Mengenindex mit konstanten Gewichten operierte, die mit zunehmendem Abstand von der Basisperiode an Gültigkeit verlieren konnten. Das Ausmaß der Verzerrung war umso größer, je deutlicher sich die Preis- und Mengenrelationen⁵ zwischenzeitlich geändert hatten (»Substitution Bias«, vgl. Kasten 1). Das Statistische Bundesamt hat bisher derartig methodisch bedingte Mängel beim Nachweis des realen BIP auf Festpreisbasis dadurch reduziert, dass es das Basisjahr (derzeit noch das Jahr 1995) relativ häufig, und zwar in einem Fünf-Jahres-Rhythmus, aktualisierte. Das Vorzeichen hierdurch bedingter Revisionen der rea-

len Entwicklung war in den deutschen VGR nicht eindeutig, das Ausmaß fiel (mit Ausnahme der Ergebnisse für Ostdeutschland in den ersten Jahren nach der Wiedervereinigung) insgesamt vergleichsweise gering aus.

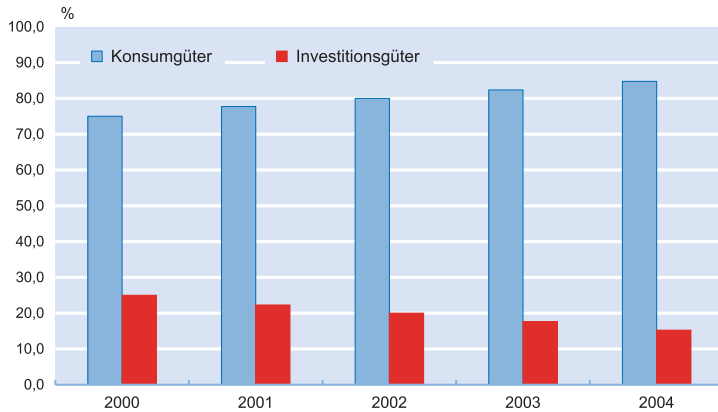
Nachträgliche Revisionen der historischen Entwicklung realer Aggregate lassen sich jedoch bei einer zeitnäheren Volumenrechnung vermeiden. Sowohl das 1993 revidierte System of National Accounts als auch das Europäische System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen (ESVG1995) empfehlen denn auch, zur Messung der *kurzfristigen jährlichen*

⁴ Konkret wurde das BIP in konstanten Preisen vom Statistischen Bundesamt derart ermittelt, dass auf möglichst niedrigem Aggregationsniveau die Wertangaben eines Jahres t für einzelne Gütergruppen mit Preisindizes deflationiert wurden, die auf das jeweilige Basisjahr bezogen waren. Die Summe der so berechneten realen Teilaggregate ergab das reale BIP. Der in der deutschen VGR nachrichtlich ausgewiesene Preisindex des BIP (BIP-Deflator) vom Paasche-Typ $P_p(t) = \frac{\sum_i P(i,t)Q(i,t)}{\sum_i P(i,0)Q(i,t)}$ folgte implizit aus der Division des nominalen BIP durch das so ermittelte reale BIP.

⁵ Hierzu ein Beispiel: Sachgüter und Dienstleistungen, die überdurchschnittlich nachgefragt werden, haben üblicherweise Preise, die unterdurchschnittlich steigen oder sogar sinken. Bei einer Aktualisierung der Preisbasis nimmt deshalb das Indexgewicht dieser Güter ab, was dazu führt, dass das reale BIP auf neuer Preisbasis im Vergleich zur alten Preisbasis langsamer steigt. Das Problem deutlich veränderter Preis- und Mengenrelationen in den deutschen VGR wurde bei EDV-Gütern (z.B. Personal Computer) virulent; rechentechnisch in jüngster Zeit noch verstärkt durch die Einführung hedonischer Indizes zur verbesserten Erfassung von Qualitätsänderungen in der Preisstatistik. Die verbesserte Erfassung von Qualitätssteigerungen lässt bei IT-Produkten die Preiskomponente rascher sinken und – bei gegebenen nominalen Umsätzen – die Mengenkomponente schneller zunehmen.

Abb. 1

Fiktive Ausgabenanteile des Jahres 2000 bei wechselnden Preisbasisjahren (Modellrechnung)



Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Änderung der Mengenkompente des BIP *möglichst aktuelle Preisstrukturen* zu verwenden. Die *längerfristige* Änderung des realen BIP sollte durch *Verkettung* der jährlichen Volumenänderungen berechnet werden. Der Freiheitsgrad besteht in einem derartigen System nur noch darin, den *Indextyp* für die jährliche Volumensänderung auszuwählen. Während sich z.B. die USA und Kanada für einen *Fisher-Mengenindex* entschieden haben, wird in Deutschland (und in anderen EU-Mitgliedstaaten) auf der Grundlage der Kommissionsentscheidung vom 30. November 1998 ein *Laspeyres-Mengenindex* L_M verwendet (was eine Preismessung nach *Paasche* impliziert):

$$(3) L_M(t, t-1) = \frac{\sum_i Q(i, t)P(i, t-1)}{\sum_i Q(i, t-1)P(i, t-1)}$$

L_M misst die *kurzfristige* Änderung der Volumina in konstanten Preisen des Vorjahres $t-1$, das Volumen in Vorjahrespreisen $\sum_i Q(i, t)P(i, t-1)$ wird hierzu durch den Nominalwert des Vorjahres $\sum_i Q(i, t-1)P(i, t-1)$ dividiert (Vorjahrespreisbasis).⁶ Durch fortlaufende Verkettung (d.h. Multiplikation) der einzelnen Indexwerte L_M miteinander erhält man einen *Kettenmengenindex vom Laspeyres-Typ* $KL_M(t, 0)$, der die längerfristige Veränderung des realen BIP in einem beliebig gewählten Zeitintervall $[0, t]$ zeigt.⁷ Der Ausdruck hierfür lautet:

$$(4) KL_M(t, 0) = \prod_{k=1, \dots, t} L_M(k, k-1) \times 100 = KL_M(t-1, 0) \times L_M(t, t-1)$$

Der erste Wert der Kette $KL_M(0, 0)$ im so genannten *Referenzjahr 0* wird gleich 100 gesetzt. Die Wahl des Referenz-

⁶ L_M lässt sich auch als gewogener Mittelwert der einzelnen Mengenzahlen $Q(i, t)/Q(i, t-1)$ darstellen, wobei die Gewichte $g(i, t-1)$ nunmehr den aktuellen Ausgabenanteilen $P(i, t-1)Q(i, t-1)/\sum_i P(i, t-1)Q(i, t-1)$ aus dem Vorjahr $t-1$ entsprechen.

⁷ Äquivalent kann der verkettete *Laspeyres-Mengenindex* KL_M dadurch ermittelt werden, dass ein Index des nominalen BIP mit Hilfe eines verketteten *Paasche-Preisindex* KP_P deflationiert wird. Die Indexformel hierfür lautet: $KP_P(t, 0) = KP_P(t-1, 0) \times P_P(t, t-1)$ mit $KP_P(0, 0) = 100$.

jahrs ändert naturgemäß nichts an den numerischen Werten der Kettenglieder $L_M(t, t-1)$, es dient – anders als ein Preisbasisjahr bei der Festpreismethode – lediglich als »Referenzpunkt«. Auch im neuen System kann das reale BIP als Niveaugröße dargestellt werden. Die Absolutwerte werden als *verkettete Volumenangaben zum Referenzjahr 0* bezeichnet. Formal erhält man verkettete Angaben für das BIP (oder für Teilaggregate mit Ausnahme von Saldengrößen mit wechselnden Vorzeichen wie Vorratsveränderungen und Außenbeitrag), indem der Kettenindex $KL_M(t, 0)$ mit den Ausgaben $\sum_i Q(i, 0)P(i, 0)$ im Referenzjahr multipliziert und durch 100 dividiert wird:

$$(5) KBIP_{\text{real}}(t) = [KL_M(t, 0)/100] \times \sum_i Q(i, 0)P(i, 0)$$

Die beiden durch die Gleichungen (4) bzw. (5) definierten Zeitreihen $KL_M(t, 0)$ bzw. $KBIP_{\text{real}}(t)$ sind naturgemäß identisch, was die prozentualen Veränderungsdaten gegenüber dem Vorjahr oder auch anderen Perioden an betrifft, da sie sich nur im Skalierungsfaktor $\sum_i Q(i, 0)P(i, 0)$ voneinander unterscheiden.

Auswirkungen der Revision auf die Konjunkturanalyse

Der Vorteil des bisherigen Festpreis-Verfahrens für die Konjunkturdiagnose und -prognose bestand zunächst darin, dass es rechentechnisch einfach gehalten und schlüssig zu interpretieren war. Die Ergebnisse in konstanten Preisen eines Basisjahres waren *additiv konsistent*, d.h. Aggregate waren die Summe ihrer Bestandteile. Mit den Angaben in konstanten Preisen eines Basisjahres konnte gerechnet werden wie mit Wertgrößen in jeweiligen Preisen; die Bildung von realen Summen oder Differenzausdrücken war auf jeder Aggregationsstufe möglich. Die additive Konsistenz der bisherigen Volumenrechnung war aus Sicht des Konjunkturanalytikers besonders wichtig, weil sich iterativ-analytische wie auch ökonometrische Prognosen des realen BIP in aller Regel aus der Aufsummierung separat geschätzter Komponenten der Entstehungs- bzw. Verwendungsseite ergaben (vgl. im Detail Nierhaus und Sturm 2003).

Der Wechsel zur Vorjahrespreisbasis in den deutschen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen folgt konzeptionell den Empfehlungen der internationalen SNA. Durch die jährliche Aktualisierung der Preisbasis wird ein möglicher »Substitution Bias« bei der Berechnung des realen BIP, der ein gravierender Nachteil der bisherigen Festpreismethode war, automatisch ausgeschaltet (vgl. Modellrechnung 2). Die Wachstumsraten des realen BIP und seiner entstehungs- bzw. verwendungsseitigen Komponenten

Modellrechnung 2

**Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts
Vorjahrespreisbasis (ohne »Substitution Bias«)**

	Konsumgüter		Investitionsgüter		BIP in jeweiligen Preisen	Reales BIP				
	Mengen	Preise	Mengen	Preise		Verkettete Volumina Referenzjahr 2000	Verketteter Laspeyres- Mengenindex (2000=100)	Verkettete Volumina Referenzjahr 2003	Verketteter Laspeyres- Mengenindex (2003=100)	Verketteter Laspeyres- Mengenindex ^{a)} (2003=100)
2000	100,0	6,0	50	4,0	800,0	800,0	100,0	756,9	89,8	100,0
2001	102,0	6,1	55	3,5	814,7	832,0	104,0	787,2	93,3	104,0
2002	104,0	6,2	60	3,1	830,8	862,3	107,8	815,9	96,8	107,8
2003	106,0	6,3	65	2,7	843,3	891,3	111,4	843,3	100,0	111,4
2004	108,0	6,4	70	2,3	852,2	918,9	114,9	869,4	103,1	114,9
Veränderung gegenüber dem Vorjahr in %										
2001	2,0	1,7	10,0	-12,5	1,8	4,0	4,0	4,0	4,0	4,0
2002	2,0	1,6	9,1	-11,4	2,0	3,6	3,6	3,6	3,6	3,6
2003	1,9	1,6	8,3	-12,9	1,5	3,4	3,4	3,4	3,4	3,4
2004	1,9	1,6	7,7	-14,8	1,1	3,1	3,1	3,1	3,1	3,1

^{a)} Umbasiert auf das Jahr 2000.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Modellrechnung 2 zeigt, dass auf Vorjahrespreisbasis der „Substitution Bias“ ausgeschaltet ist; die Veränderungsrate des realen BIP beträgt im Zeitraum 2000 bis 2004 – unabhängig von der Wahl des Referenzjahres – stets 14,9%. Die Rückbasierung des Index (2003 = 100) auf das Jahr 2000 reproduziert folgerichtig den originären Index auf der Basis 2000 (vgl. obere Tabelle, 10. und 7. Spalte). Die Wachstumsrate des realen BIP für das Jahr 2001 ist deckungsgleich dem Ergebnis nach der Festpreismethode (in konstanten Preisen des Jahres 2000), während die Wachstumsrate für 2004 mit dem Festpreis-Ergebnis übereinstimmt, das auf Preisbasis 2003 berechnet wurde. Die verketteten Volumina (zum Referenzjahr 2000 oder 2003, vgl. obere Tabelle, 6. und 8. Spalte) wurden schließlich durch Fortschreibung der nominalen BIP-Werte der Jahre 2000 bzw. 2003 mit den entsprechenden verketteten Laspeyres-Mengenindizes generiert.

sind nunmehr unabhängig vom jeweiligen Referenzjahr; Korrekturen an der Historie realer Aggregate aufgrund eines Wechsels des Preisbasisjahres entfallen zukünftig. Ergänzend schreibt das amerikanische Bureau of Economic Analyses: »By minimizing substitution bias, the chain-type measures of real GDP growth also improve analyses of long-term issues, such as productivity, returns to investment, and the growth potential for the economy« (Landefeld, Moulton und Vojtech 2003, 9).

Allerdings gibt es im neuen VGR-System auch gravierende Nachteile: Verkettete Volumina lassen sich nicht mehr als Angaben in konstanten Preisen interpretieren, da sie nicht allein durch Mengenänderungen bestimmt werden. Auch sind verkettete Volumenwerte – mit Ausnahme der Angaben für das Referenzjahr 0 und dem ersten darauf folgenden Jahr⁸ – aufgrund der wechselnden Gewichtung *additiv inkonsistent*. Mit anderen Worten: Die Summe der verketteten Volumenwerte der BIP-Entstehungs- und Verwendungsseite ergibt nicht den Wert des verketteten realen Bruttoinlandsprodukts. Das Gleiche gilt für verkettete Zwischenaggregate bzw. für verkettete räumliche Aggregate (Bund/Länder/EWU-Ebene). Die

Nichtadditivität kommt umso stärker zum Tragen, je weiter die Berichtsperiode von der Referenzperiode entfernt ist. Im Allgemeinen entsteht ein Residuum (= Differenz zwischen dem direkt ermittelten verketteten realen BIP und der Summe der verketteten Volumenangaben der BIP-Komponenten). Die Residuen sind von der Wahl des Referenzjahres und vom jeweiligen Disaggregationsgrad abhängig. Nur im jeweiligen Referenzjahr und im darauf folgenden Jahr sind die Residuen null (vgl. Modellrechnung 3). Für die Konjunkturanalyse hat die additive Inkonsistenz beträchtliche Konsequenzen, für die fallweise spezifische Lösungen gefunden werden müssen. Einige Ansätze sollen hier vorgestellt werden:

- Um dem Problem der *Nichtadditivität* wenigstens zum Teil abzuhelfen, wird das Statistische Bundesamt ergänzend *unverkettete* Absolutwerte des realen Bruttoinlandsprodukts (und seiner Komponenten) *in Vorjahrespreisen* ausweisen. Hierzu wird der Mengenindex $L_M(t,t-1)$ mit dem *nominalen* BIP des Vorjahres $\sum_i Q(i,t-1)P(i,t-1)$ multipliziert:

$$(6) \text{ BIP}_{\text{real}}(t) = L_M(t,t-1) \times \sum_{i=1,\dots,n} Q(i,t-1)P(i,t-1) \\ = \sum_{i=1,\dots,n} Q(i,t)P(i,t-1)$$

Diese Rechenvorschrift generiert eine Sequenz von *additiv konsistenten Volumina in konstanten Preisen des*

⁸ Für das erste Jahr, das dem Referenzjahr 0 folgt, entspricht der verkettete Volumenwert $\text{KBIP}_{\text{real}}(1)$ dem in konstanten Preisen des Vorjahres berechneten Volumen $\sum_i Q(i,1)P(i,0)$.

Modellrechnung 3

Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts Vorjahrespreisbasis und additive Inkonsistenz Referenzjahr 2002										
	Konsumgut 1		Konsumgut 2		Investitionsgut 1		Investitionsgut 2		Bruttoinlands- produkt in jeweiligen Preisen	
	Mengen	Preise	Mengen	Preise	Mengen	Preise	Mengen	Preise		
2000	300,0	6,0	200,0	4,0	100,0	6,0	50,0	4,0	3400,0	
2001	310,0	6,1	195,0	4,3	104,0	5,9	60,0	3,6	3559,1	
2002	320,0	6,2	190,0	4,6	108,0	5,8	70,0	3,2	3708,4	
2003	330,0	6,3	185,0	4,9	113,0	5,7	85,0	2,8	3867,6	
2004	340,0	6,4	180,0	5,3	118,0	5,6	100,0	2,5	4040,8	
Periode	Konsumausgaben			Investitionsausgaben			Bruttoinlandsprodukt		Residuum ^{a)}	
	in jeweiligen Preisen	Verketteter Paasche- Preisindex (2002 = 100)	Verkettete Volumina (Referenz- jahr 2002)	in jeweiligen Preisen	Verketteter Paasche- Preisindex (2002 = 100)	Verkettete Volumina (Referenz- jahr 2002)	Verketteter Paasche- Preisindex (2002 = 100)	Verkettete Volumina (Referenzjahr 2002)	in % des realen BIP	
2000	2600,0	93,7	2774,5	800,0	108,9	734,6	97,1	3500,9	-8,3	-0,2
2001	2729,5	96,9	2817,2	829,6	104,6	793,4	98,6	3607,9	-2,7	-0,1
2002	2858,0	100,0	2858,0	850,4	100,0	850,4	100,0	3708,4	0,0	0,0
2003	2985,5	103,1	2897,0	882,1	95,1	927,4	101,1	3824,4	0,0	0,0
2004	3130,0	106,7	2934,4	910,8	90,9	1001,5	102,8	3932,2	-3,7	-0,1

Referenzjahr 2004										
Periode	Konsumausgaben			Investitionsausgaben			Bruttoinlandsprodukt		Residuum ^{a)}	
	in jeweiligen Preisen	Verketteter Paasche- Preisindex (2004 = 100)	Verkettete Volumina (Referenz- jahr 2004)	in jeweiligen Preisen	Verketteter Paasche- Preisindex (2004 = 100)	Verkettete Volumina (Referenz- jahr 2004)	Verketteter Paasche- Preisindex (2004 = 100)	Verkettete Volumina (Referenzjahr 2004)	in % des realen BIP	
2000	2600,0	87,9	2959,5	800,0	119,7	668,1	94,5	3597,6	-30,1	-0,8
2001	2729,5	90,8	3005,1	829,6	115,0	721,5	96,0	3707,6	-19,0	-0,5
2002	2858,0	93,7	3048,6	850,4	110,0	773,4	97,3	3810,8	-11,1	-0,3
2003	2985,5	96,6	3090,2	882,1	104,6	843,4	98,4	3930,0	-3,5	-0,1
2004	3130,0	100,0	3130,0	910,8	100,0	910,8	100,0	4040,8	0,0	0,0

^{a)} Differenz zwischen dem realen Bruttoinlandsprodukt und der Summe aus realen Konsum- und Investitionsausgaben (jeweils verkettete Volumina).

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Modellrechnung 3 zeigt, dass die Summe der verketteten Verwendungskomponenten in der Regel nicht das nach der gleichen Methode direkt ermittelte BIP ergibt (additive Inkonsistenz). Im Allgemeinen entstehen Restgrößen (Residuen), die von der Wahl des Basisjahrs und vom Disaggregationsgrad abhängig sind. Im Beispiel setzt sich das nominale Bruttoinlandsprodukt vereinfacht aus den Ausgaben für zwei Teilgütergruppen (Konsumgüter und Investitionsgüter) zusammen. Jede Teilgütergruppe besteht wiederum aus zwei Waren (Konsumgut 1 und Konsumgut 2 bzw. Investitionsgut 1 und Investitionsgut 2). Der Nachweis der realen Größen (verkettete Volumina) erfolgt zunächst auf Basis des fiktiven Referenzjahres 2002, danach auf Basis des Jahres 2004. Der Vollständigkeit halber werden auch die Deflatoren für die beiden nominalen Teilaggregate bzw. für das BIP (verkettete Preisindizes nach Paasche) angegeben.

Wählt man als Referenzzeitraum das Jahr 2002, so ergibt die Summe der realen Konsum- bzw. Investitionsausgaben z.B. für das Jahr 2000 gerundet einen Wert von 3 509,2 (= 2 774,5 + 734,6), während sich der Betrag für das gesondert berechnete reale BIP auf 3 500,9 beläuft. Folglich ergibt sich ein Differenzbetrag (Residuum) in Höhe von - 8,3 oder - 0,2% des realen BIP. In den Jahren 2003 und 2004 sind die realen Summenwerte mit dem direkt berechneten realen BIP deckungsgleich, die Residuen sind null. Wird hingegen das Jahr 2004 als Referenzzeitraum gewählt, so beläuft sich die Summe der realen Konsum- bzw. Investitionsausgaben im Jahr 2000 nunmehr auf 3 627,6 (= 2 959,5 + 668,1), während das direkt ermittelte reale BIP 3 597,6 beträgt. Der Differenzbetrag hat sich demzufolge auf - 30,1 erhöht (- 0,8% des realen BIP), was zeigt, dass die Residuen bei Veränderungen der Preisstrukturen mit wachsendem zeitlichem Abstand von der Referenzperiode größer werden.

Vorjahres. Die Ausdrücke $\sum_i Q(i,t)P(i,t-1)$ können allerdings nicht zeitlich miteinander verglichen werden, da die Preisbasis der einzelnen Elemente von Periode zu Periode wechselt; der Nachweis von Veränderungsraten ist deshalb nicht zweckmäßig.⁹

- Aufgrund der veränderten mathematischen Eigenschaften der neu berechneten Volumenaggregate sind im neuen deutschen System Volkswirtschaftlicher Gesamt-

⁹ Für t-1 bestimmt sich das reale BIP nach: $BIP_{real}(t-1) = \sum_i Q(i,t-1)P(i,t-2)$.

Modellrechnung 4

Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts Vorjahrespreisbasis und Wachstumsbeiträge										
Referenzjahr 2002										
	Konsumausgaben				Investitionsausgaben				Bruttoinlandsprodukt	
	Verketteter Laspeyres-Mengenindex (2002=100)	Veränderung gegen Vorjahr in %	Ausgabenanteil des Vorjahres in %	Wachstumsbeitrag zum realen BIP in %-Punkten	Verketteter Laspeyres-Mengenindex (2002=100)	Veränderung gegen Vorjahr in %	Ausgabenanteil des Vorjahres in %	Wachstumsbeitrag zum realen BIP in %-Punkten	Verketteter Laspeyres-Mengenindex (2002=100)	Veränderung gegen Vorjahr in % ^{a)}
2000	97,1	-	-	-	86,4	-	-	-	94,4	-
2001	98,6	1,5	76,5	1,2	93,3	8,0	23,5	1,9	97,3	3,1
2002	100,0	1,4	76,7	1,1	100,0	7,2	23,3	1,7	100,0	2,8
2003	101,4	1,4	77,1	1,1	109,1	9,1	22,9	2,1	103,1	3,1
2004	102,7	1,3	77,2	1,0	117,8	8,0	22,8	1,8	106,0	2,8
Referenzjahr 2004										
	Konsumausgaben				Investitionsausgaben				Bruttoinlandsprodukt	
	Verketteter Laspeyres-Mengenindex (2004=100)	Veränderung gegen Vorjahr in %	Ausgabenanteil des Vorjahres in %	Wachstumsbeitrag zum realen BIP in %-Punkten	Verketteter Laspeyres-Mengenindex (2004=100)	Veränderung gegen Vorjahr in %	Ausgabenanteil des Vorjahres in %	Wachstumsbeitrag zum realen BIP in %-Punkten	Verketteter Laspeyres-Mengenindex (2004=100)	Veränderung gegen Vorjahr in % ^{a)}
2000	94,6	-	-	-	73,4	-	-	-	89,0	-
2001	96,0	1,5	76,5	1,2	79,2	8,0	23,5	1,9	91,8	3,1
2002	97,4	1,4	76,7	1,1	84,9	7,2	23,3	1,7	94,3	2,8
2003	98,7	1,4	77,1	1,1	92,6	9,1	22,9	2,1	97,3	3,1
2004	100,0	1,3	77,2	1,0	100,0	8,0	22,8	1,8	100,0	2,8

^{a)} Das Wachstum des realen Bruttoinlandsprodukts ergibt sich aus den Wachstumsbeiträgen der Konsum- bzw. Investitionsausgaben. Der Wachstumsbeitrag einer Komponente ergibt sich aus der Wachstumsrate, gewichtet mit dem jeweiligen nominalen Ausgabenanteil aus dem Vorjahr. Abweichungen in den Summen durch Runden der Zahlen.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Modellrechnung 4, die auf dem Zahlenbeispiel der Modellrechnung 3 aufbaut, zeigt, dass sich auf Vorjahrespreisbasis die Wachstumsbeiträge der BIP-Komponenten (im Beispiel: Konsumausgaben und Investitionsausgaben) aus dem Produkt der jeweiligen Veränderungsrate und den nominalen Ausgabenanteilen (des Vorjahres) errechnen lassen. Wie die Veränderungsrate sind auch die numerischen Werte der Wachstumsbeiträge unabhängig von der Wahl des Referenzjahrs.

rechnung viele gewohnte Verknüpfungen nicht mehr zulässig. So ist die Berechnung von *makroökonomischen Quoten* (z.B. der Anteil des privaten Konsums bzw. der Anteil der Investitionen am BIP usw.) sinnvollerweise nur noch nominal, d.h. in laufenden Preisen, oder aber als unverkettete Absolutwerte, d.h. in Preisen des jeweiligen Vorjahrs, möglich, da sich nur dann die jeweiligen Quoten ohne Rest zu 100 aufaddieren lassen.

- Infolge der Nichtadditivität verketteter Volumina müssen zudem für die im herkömmlichen Festpreissystem relativ einfach zu berechnenden *Wachstumsbeiträge* von Teilaggregaten (privater Konsum, Investitionen usw.) des realen BIP neue Formeln gefunden werden. Der Grundgedanke hierfür ist, dass sich die prozentuale Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts $L_M(t,t-1) \times 100 - 100$ als gewogenes Mittel der

Wachstumsraten der ($s = 1, \dots, r$) BIP-Komponenten $L_{M,s}(t,t-1)$ darstellen lässt.¹⁰ Die Gewichte $G_s(t-1)$ entsprechen nunmehr aber den Anteilen der nominalen Komponenten am nominalen BIP des Vorjahrs (nominale Ausgabenanteile):

$$(7) [L_{M,t}(t,t-1) - 1] \times 100 = \sum_{s=1, \dots, r} [L_{M,s}(t,t-1) - 1] \times G_s(t-1) \times 100$$

Daraus folgt für den gesuchten Wachstumsbeitrag in Prozentpunkten einer beliebigen realen BIP-Komponente s (vgl. Modellrechnung 4) der Ausdruck (vgl. Tuke 2002, 28):

$$(8) [L_{M,s}(t,t-1) - 1] \times G_s(t-1) \times 100 \quad s = 1, \dots, r$$

¹⁰ Der Einfachheit halber werden bei dieser Beweisskizze die Vorratsinvestitionen den Bruttoanlageinvestitionen zugeschlagen, für die sich auf der Verwendungsseite des BIP ein verketteter Laspeyres-Mengenindex konstruieren lässt. Auf der Entstehungsseite gilt der Gedankengang exakt für die Aggregate der Bruttowertschöpfung.

Für das unmittelbar einem Referenzjahr nachfolgende Jahr stimmen die nach dieser Formel ermittelten Wachstumsbeiträge mit den herkömmlichen Ergebnissen des Festpreisansatzes überein, da im Referenzjahr die nominalen Ausgabenanteile mit den realen identisch sind.

- Formel (7) kann man naturgemäß auch zur Berechnung von Veränderungsrate beliebiger *nutzerdefinierter Zwischenaggregate* verwenden, für die vom Statistischen Bundesamt keine gesonderten verketteten Ergebnisse ausgewiesen werden. Die Veränderungsrate $LM_{(A+B)}(t, t-1)$ eines beliebigen realen Aggregats $(A+B)_{real}$ im Jahr t ergibt sich demzufolge aus den Änderungsraten seiner Bestandteile $LM_{A, A}$ bzw. $LM_{B, B}$, gewogen mit den nominalen Anteilen G_A bzw. G_B des Vorjahrs $t-1$:

$$LM_{(A+B)}(t, t-1) = LM_{A, A}(t, t-1) \times G_A(t-1) + LM_{B, B}(t, t-1) \times G_B(t-1)$$

Die dazugehörigen verketteten Volumenangaben $(A+B)_{real}(t)$ erhält man aus der (sukzessiven) Multiplikation, d.h. Verkettung der Veränderungsrate $LM_{(A+B)}(t, t-1)$ mit dem Nominalwert des Summenaggregats $A(0) + B(0)$ im Referenzjahr 0 (vgl. Whelan 2000):

$$(A+B)_{real}(t) = \prod_{k=1, \dots, t} LM_{A+B}(k, k-1) \times [A(0) + B(0)]$$

- Mit Hilfe der nominalen Ausgabenanteile des Vorjahres lassen sich schließlich disaggregierte *1-Schritt Prognosen* für die Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts (unter Einschluss einer impliziten Schätzung des Residuums) generieren (vgl. Landefeld, Moulton und Vojtech 2003, 12 ff.). Da in Deutschland bereits im Januar die Ausgabenanteile des Vorjahres $t-1$ vom Statistischen Bundesamt veröffentlicht werden, können bereits vorhandene Prognosen von Veränderungsrate realer Teilkomponenten zumindest für

das laufende Jahr t mit Hilfe der nominalen Vorjahresanteile *ohne* Aggregationsfehler zur Veränderungsrate des realen BIP zusammengewichtet werden. Die Schätzung des Residuums im Jahr t ergibt sich dann implizit aus der Differenz der Summe der prognostizierten realen Verwendungskomponenten (privater Konsum, Bruttoinvestitionen usw.) und des über die nominalen Ausgabenanteile (aus dem Jahr $t-1$) hochgeschätzten realen BIP. Für eine entsprechende BIP-Prognose für das Folgejahr $t+1$ erfordert dieser Ansatz allerdings eine ergänzende Schätzung der nominalen Ausgabenanteile im Jahr t . In aller Regel dürfte deshalb ein zusätzlicher Aggregationsfehler bei der Prognose des BIP für das Jahres $t+1$ nicht zu vermeiden sein, selbst wenn die realen Veränderungsrate der einzelnen BIP-Komponenten fehlerlos prognostiziert worden wären. Andere denkbare Ansätze zur disaggregierten Prognose des realen BIP bestünden darin, das Residuum gleich null zu setzen, was freilich nur in unmittelbarer zeitlichen Nähe zum Referenzjahr zulässig wäre, oder aber die Zeitreihe der Residuen mit Hilfe statistischer Methoden fortzuschreiben.

Fazit

In diesem Frühjahr wird in den deutschen VGR zur Berechnung des realen Wirtschaftswachstums die Methode der Vorjahrespreisbasis eingeführt, die das bisherige Festpreisverfahren ablöst. Der Nachweis von realen Ergebnissen auf Vorjahrespreisbasis wird sich für das frühere Bundesgebiet voraussichtlich auf den Zeitraum 1970 bis 1991 erstrecken, für Gesamtdeutschland erfolgt der Nachweis ab 1991. Unmittelbarer rechtlicher Anlass für den Systemwechsel ist die Kommissionsentscheidung 98/715/EG. Die EU-weiten Harmonisierungsbemühungen stehen politisch im Zusammenhang mit dem Stabilitäts- und Wachstumspakt von

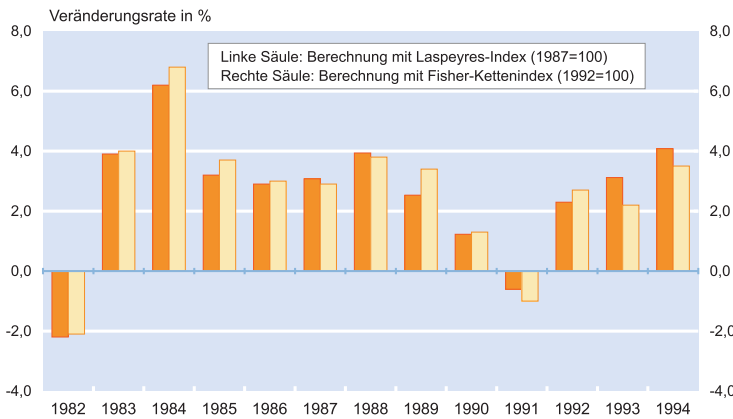
Kasten:

Abkehr von der Festpreisbasis – Erfahrungen in den USA und in Japan

In den USA hat das Bureau of Economic Analysis (BEA), das mit der Erstellung der VGR betraut ist, das reale BIP bis Ende 1995 auf Basis eines Laspeyres-Mengenindex berechnet, was dem in Deutschland bisher verwendeten Festpreisverfahren entspricht. Anfang 1996 wurde die Berechnung auf einen verketteten Fisher-Mengenindex mit jährlich wechselnden Gewichten umgestellt. Die Neuberechnung zeigte, dass das durchschnittliche Wirtschaftswachstum auf Festpreisbasis zwischen 1982 und 1987 um 0,3 Prozentpunkte *unterschätzt* worden war; auf Basis des Fisher-Kettenindex stieg die durchschnittliche reale BIP-Rate in diesem Zeitraum von 2,8 auf 3,1% p.a. Gleichzeitig ist zwischen 1987 und 1994 das Wachstumstempo auf Festpreisbasis *überschätzt* worden; die Rate des realen BIP wurde in diesem Zeitraum von 2,5 auf 2,4% p.a. leicht nach unten korrigiert; im Jahr 1993 betrug die Differenz sogar 0,9 Prozentpunkte (vgl. Abb. 2). Zwischen 1986 und 1988 ergab sich aufgrund der Nähe zum Basisjahr 1987 kein nennenswerter »Substitution Bias« (vgl. Nierhaus 2001).

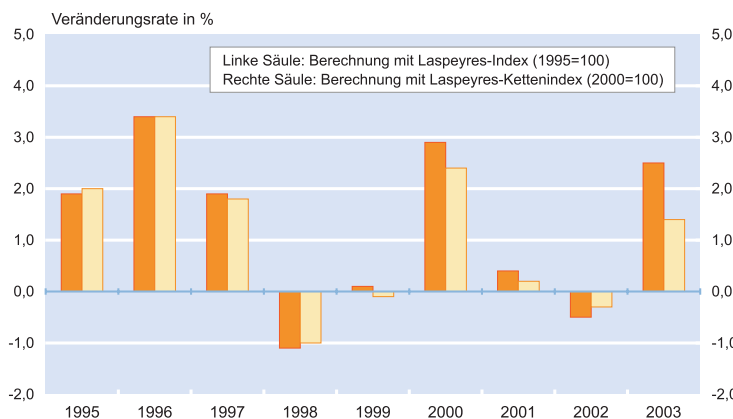
In Japan wurde die Berechnung des Wirtschaftswachstums durch das Economic and Social Research Institute (ESRI) im Dezember 2004 von der Festpreisbasis (1995 = 100) auf die Vorjahrespreisbasis zum Referenzjahr 2000 umgestellt. Wie in Deutschland wird hierzu ein verketteter Laspeyres-Mengenindex verwendet. Die Rückrechnung reicht gegenwärtig bis zum früheren Preisbasisjahr 1995. Die bisher veröffentlichten Ergebnisse zeigen, dass auf der bisherigen Festpreisbasis das Wirtschaftswachstum tendenziell *überschätzt* wurde. Die jahresdurchschnittliche Wachstumsrate des realen BIP wurde für die Zeitspanne 1995 bis 2003 um 0,2 Prozentpunkte herunterkorrigiert, sie beläuft sich jetzt nur noch auf 1,1% p.a. Die größte numerische Abweichung ergab sich für das Jahresergebnis 2003, das dem Ursprungswert nach im Vergleich zur früheren Festpreisbasis nunmehr mit 1,4% um 1,1 Prozentpunkte niedriger ausfällt (vgl. Abb. 3).

Abb. 2

**Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts in den USA
im Zeitraum 1982 bis 1994**


Quelle: Bureau of Economic Analysis (BEA).

Abb. 3

**Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts in Japan
im Zeitraum 1995 bis 2003**


Quelle: Economic and Social Research Institute (ESRI).

1997, der bei Verletzung des staatlichen Defizitziels in einem Mitgliedsland Sanktionsmechanismen vorsieht sowie Ausnahmeregelungen, die vor allem auf die Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts abstellen (vgl. Statistisches Bundesamt 2003).

Der Wechsel zur Vorjahrespreisbasis folgt konzeptionell den Empfehlungen der internationalen SNA, wenngleich durch die Verwendung von Laspeyres-Kettenindizes (anstelle von Fisher-Kettenindizes wie in den USA). Die Berechnung des realen Bruttoinlandsprodukts und seiner Komponenten unter Verwendung eines zeitnahen Gewichtungsschemas vermeidet Revisionen, die sich bei der bisherigen Darstellung auf Festpreisbasis bei jedem turnusmäßigen Wechsel des Basisjahrs aufgrund von negativ korrelierter Preis- und Mengenveränderungen ergaben (»Substitution Bias«). Sofern Investoren und Verbraucher auf gestiegene (oder gesun-

kene) Preise mit entgegengesetzten Nachfrageänderungen reagieren, ist jetzt das aktuelle Wirtschaftswachstum auf Vorjahrespreisbasis »automatisch« niedriger als auf Festpreisbasis.

In Deutschland sind bisher die Korrekturen des Wachstumstempos bei turnusmäßigen Aktualisierungen der Preisbasis verhältnismäßig klein ausgefallen. Die Neuberechnung der Volumina auf der Basis von Vorjahrespreisen dürfte von daher kein nennenswert anderes numerisches Bild für die BIP-Entwicklung mit sich bringen – anders etwa als in den USA oder in Japan, wo sich zum Teil beträchtliche Korrekturen in einer Größenordnung bis zu 1 Prozentpunkt ergaben (vgl. Kasten). Modellrechnungen, die das Statistische Bundesamt im Jahr 2001 exemplarisch für den Zeitraum 1991 bis 2000 durchgeführt hat, zeigten für die jährliche Veränderungsrate des realen Bruttoinlandsprodukts in den Jahren 1999 und 2000 auf der Basis von Vorjahrespreisen ein um jeweils $\frac{1}{10}$ Prozentpunkt niedriges Wachstumstempo als auf herkömmlicher Festpreisbasis. In den Jahren 1993 bis 1998 ergab die Modellrechnung keine numerischen Unterschiede; im Jahr 1992 schließlich erhöhte sich die Wachstumsrate auf Vorjahrespreisbasis im Vergleich zur Festpreisbasis um $\frac{1}{10}$ Prozentpunkt. Bei den Teilaggregaten des realen BIP ergaben sich Rechenzeitraum etwas größere Abweichungen, wobei sich die quantitativ bedeutsamsten Unterschiede in einer Größenordnung von $\pm 0,3$ Prozentpunkten erwartungsgemäß bei den Importen

und den Ausrüstungen zeigten, was sich im deutschen BIP allerdings weitgehend saldierte (vgl. Mayer 2001, 1037). Aktualisierte Ergebnisse des Statistischen Bundesamts aus dem Jahr 2003 liefern für die Entwicklung der makroökonomischen Aggregate keinen wesentlich anderen empirischen Befund (vgl. Statistisches Bundesamt 2003). Insgesamt zeigen die Modellrechnungen, dass sich auf neuer Vorjahrespreisbasis für das reale Bruttoinlandsprodukt in Deutschland geringfügig niedrigere jährliche Veränderungsrate ergeben können (jedenfalls in Jahren nach der letzten Festpreisbasis 1995).

Der Methodenwechsel hat allerdings erhebliche Konsequenzen für die Konjunkturdiagnose und -prognose. Aufgrund der zeitnahen Gewichtungsschemas erhält die Analyse nominaler Größen einen höheren Stellenwert, die additive Inkonsistenz verketteter Volumina erfordert fallwei-

Übersicht Indexformeln in ausgewählten Industrieländern

Land	Indexformel für die Jahresrechnung	Indexformel für die Vierteljahresrechnung
Deutschland	Verketteter Laspeyres-Index (2005)	Verketteter Laspeyres-Index (2005)
Finnland	Verketteter Laspeyres-Index (2005)	Verketteter Laspeyres-Index (2005)
Frankreich	Verketteter Laspeyres-Index	Laspeyres-Index
Griechenland	Verketteter Laspeyres-Index	Laspeyres-Index
Großbritannien	Verketteter Laspeyres-Index	Verketteter Laspeyres-Index
Italien	Verketteter Laspeyres-Index (2005)	Verketteter Laspeyres-Index (2005)
Niederlande	Verketteter Laspeyres-Index	Verketteter Laspeyres-Index
Schweden	Verketteter Laspeyres-Index	Verketteter Laspeyres-Index
Spanien	Laspeyres-Index	Laspeyres-Index
USA	Verketteter Fisher-Index	Verketteter Fisher-Index
Kanada	Verketteter Fisher-Index ^{a)}	Verketteter Fisher-Index ^{a)}
Australien	Verketteter Laspeyres-Index	Verketteter Laspeyres-Index
Neuseeland	Verketteter Laspeyres-Index	Verketteter Laspeyres-Index

^{a)} Nur für die Verwendungsseite des BIP.

Quelle: Schreyer (2004).

se modifizierte Rechengänge. Neue Wege müssen auch bei der disaggregierten BIP-Prognose besprochen werden. Dies alles erschwert sicherlich zumindest für einen gewissen Zeitraum die Diagnose und Prognose der konjunkturellen Entwicklung.

Gleichwohl ist der Systemwechsel bei der Volumenmessung richtig und notwendig. Denn mit dem weiteren Vordringen hedonischer Verfahren bei der Erfassung der Preisentwicklung könnte im bisherigen Festpreissystem der »Substitution Bias« zukünftig an Gewicht gewinnen. Außerdem sind nach der Umstellung die Ergebnisse der deutschen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen von der Methodologie wie von der Darstellung kompatibel mit den Angaben anderer wichtiger Industriestaaten (vgl. Übersicht).

Literatur

Landefeld, J.St., B.R. Moulton und C.M. Vojtech (2003), »Chained-Dollar Indexes: Issues, Tips on Their Use, and Upcoming Changes«, *Survey of Current Business* (November), 8–16.
Mayer, H. (2001), »Preis- und Volumenmessung in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen«, *Wirtschaft und Statistik* (12), 1032–1043.

Nierhaus, W. (2001), »Wirtschaftswachstum in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen: Ein Vergleich Deutschland – USA«, *ifo Schnelldienst* 54(3), 41–51.
Nierhaus, W. (2004a), »Wirtschaftswachstum in den VGR: Zur Einführung der Vorjahrespreisbasis in der deutschen Statistik«, *ifo Schnelldienst* 57(5), 28–34.
Nierhaus, W. (2004b), »Zur Einführung der Vorjahrespreisbasis in der deutschen Statistik – Besonderheiten der Quartalsrechnung«, *ifo Schnelldienst* 57(15), 14–21.
Nierhaus, W. und J.-E. Sturm (2003), »Methoden der Konjunkturprognose«, *ifo Schnelldienst* 56(4), 7–23.
Schreyer, P. (2004), »Chain Index Number Formulae in the National Accounts«, 8th OECD-NBS Workshop on National Accounts, Paris.
Statistisches Bundesamt (2003), *Tagungsunterlagen der Sitzung des Fachausschusses Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen am 26. November 2003, TOP 2.1.1, Einführung der Vorjahrespreisbasis*, Wiesbaden.
Tuke, A. (2002), »Analysing the effects of annual chain-linking on the output measure of GDP«, *Economic Trends* No. 581, 26–33.
Whelan, K. (2000), »A Guide to the Use of Chain Aggregated NIPA Data«, *Finance and Economics Discussion Series 2000-35* (June), 1–20.
Young, A.H. (1992), »Alternative Measures of Change in Real Output and Prices«, *Survey of Current Business* (April), 32–48.

Makroökonomische Variablen können mittels einer Vielzahl von ökonometrischen Verfahren prognostiziert werden. Dazu zählen z.B. strukturelle Zeitreihenmodelle, univariate Schätzansätze, vektorautoregressive Modelle, Schätzung von Einzelgleichungen bis hin zu simultanen Mehrgleichungsmodellen. Bei Exportprognosen hat sich gezeigt, dass die Berücksichtigung von zusätzlichen Informationen am aktuellen Rand die Prognosegüte verbessern kann. In diesem Beitrag werden Datenreihen vorgestellt, die bei einer kurzfristigen Einschätzung des deutschen Exportgeschäfts Anwendung finden können. Dabei werden die Charakteristika der Zeitreihen wie Erhebungsart und -frequenz, zeitliche Verfügbarkeit, etc. beschrieben, und es wird auf die statistischen Eigenschaften der Zeitreihen als Frühindikatoren für die Exportentwicklung eingegangen. Außerdem werden ökonometrische Schätzansätze vorgestellt, die es ermöglichen, mittels dieser Frühindikatoren das Wachstum der deutschen Warenausfuhr am aktuellen Rand zu quantifizieren.

Frühindikatoren

Da Zahlen für die deutschen Exporte am aktuellen Rand – das gilt insbesondere für Quartalsdaten¹ – nicht unmittelbar zur Verfügung stehen, ist es für den Prognostiker wichtig, sich ein verlässliches Bild über die laufende Entwicklung mittels zeitnah verfügbarer Indikatoren zu machen. Die Auswahl der hier dargestellten Frühindikatoren wird anhand von zwei Kriterien vorgenommen. Zum einen sollte der Indikator einen zeitlichen Vorlauf vor der zu beobachtenden Variablen aufweisen und Wendepunkte im Verlauf der Variablen zuverlässig anzeigen. Zum anderen muss der Indikator zeitnah zur Verfügung stehen, um in der kurzfristigen Betrachtung Verwendung zu finden.

Die ausgewählten Frühindikatoren basieren auf schnell verfügbaren Monatsdaten aus unterschiedlichen Quellen. Sie weisen gute Indikatoreigenschaften hinsichtlich der deutschen Ausfuhr auf. Zum einen werden die Eigenschaften der Exporterwartungen aus dem ifo Konjunkturtest und des vom ifo Institut berechneten Exportklimaindex² als Frühindikatoren dargestellt. Zum anderen stehen die Auftragseingänge aus dem Ausland beim Verarbeitenden Gewerbe, die vom Statistischen Bundesamt erhoben werden, und der Indikator der preislichen Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Wirtschaft, der von der Deut-

schen Bundesbank ausgewiesen wird, als weitere Frühindikatoren zur Verfügung. Als Referenzgröße für die zu beobachtende Variable wird die Wachstumsrate der realen Warenausfuhr gemäß der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) zum Vorjahresquartal gewählt. Da aufgrund der erst vor kurzem durchgeführten Umstellung der VGR auf die Vorjahrespreisbasis noch keine weitreichende Rückrechnung der Zeitreihen zur Verfügung steht, umfasst der hier dargestellte Zeitraum lediglich Daten vom ersten Quartal 1991 bis zum ersten Quartal 2005.³

Die Exporterwartungen aus dem ifo Konjunkturtest

Im Rahmen des monatlich erhobenen ifo Konjunkturtests geben rund 7 000 Unternehmen eine Einschätzung über die Geschäftslage und über die Geschäftsaussichten ab, unter anderem werden dabei auch Angaben über die Exporterwartungen gemacht. Die Unternehmen geben dabei Auskunft, ob sie die Entwicklung des Exportgeschäfts in den nächsten drei Monaten als »zunehmend«, »gleich bleibend« oder »abnehmend« einstufen. Der als Saldo aus den Antwortkategorien »zunehmend« und »abnehmend« ermittelte Wert spiegelt somit die erwartete Veränderung des Exportgeschäfts für die nächsten drei Monate wider und wird daher als Frühindikator für die Entwicklung der deutschen Exporte interpretiert.

¹ Gesamtwirtschaftliche Prognosen werden vorwiegend im Rahmen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen vorgenommen, so dass eine gängige Prognosevariable die reale Warenausfuhr nach Abgrenzung der VGR ist.

² Der Exportklimaindex wird regelmäßig von der Zeitschrift »Wirtschaftswoche« veröffentlicht.

³ Die hier dargestellten statistischen Ergebnisse unterscheiden sich nur geringfügig von früheren Berechnungen mittels VGR-Daten mit Festpreisbasis von 1995.

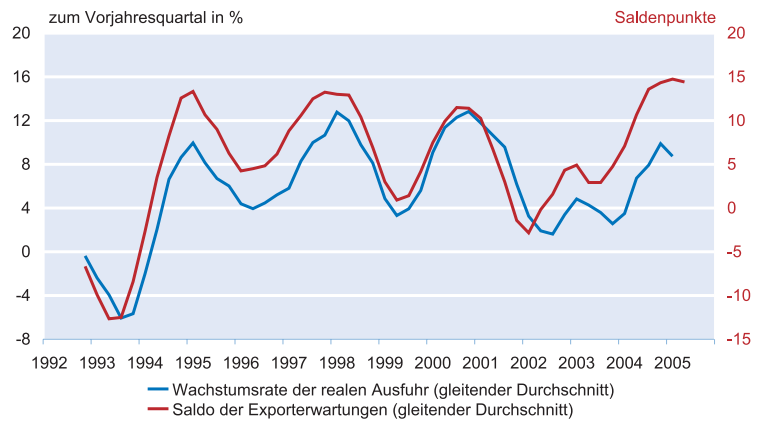
14 **Forschungsergebnisse**

Dieser Frühindikator gibt die Einschätzung der deutschen Unternehmer wieder, d.h. die Treffsicherheit des Indikators hängt insbesondere vom Vermögen der Exporteure ab, die Entwicklung ihres Exportgeschäfts unter Kenntnis ihrer eigenen Exportanstrengungen sowie wichtiger Rahmendaten wie Wechselkurse und Preise zu prognostizieren. Die Exporterwartungen sind die am schnellsten verfügbaren Daten, da sie noch im laufenden Monat zur Verfügung stehen.

Aus den monatlichen Werten werden Quartalsdurchschnitte gebildet, um sie der vierteljährlichen Erhebungsfrequenz der VGR anzupassen. Für die graphische Darstellung werden beide Zeitreihen, d.h. auch die Wachstumsraten der Exporte zum Vorjahresquartal, mittels gleitender Durchschnitte über die letzten vier Quartale geglättet. In Abbildung 1 misst die linke Skala die Wachstumsraten der realen Warenausfuhr, während die rechte Skala die Salden der Exporterwartungen angibt. Abgesehen von der Rezession 1993 waren die Wachstumsraten der deutschen Ausfuhr ausschließlich positiv. Hohe Wachstumsraten von rund 12,5% im gleitenden Durchschnitt wurden Ende 1997 und Ende 2000 erreicht. Die durchschnittliche Wachstumsrate der Exporte betrug im gesamten Beobachtungszeitraum 5,6%. Die Exporterwartungen spiegeln den Verlauf des Exportwachstums sehr gut wider. Der Durchschnitt der Exporterwartungen lag bei 4,8 Saldenpunkten. Im Zeitraum der Rezession 1993 waren die Salden ebenfalls stark negativ.

Mittels der statistischen Methode der Kreuzkorrelation kann gezeigt werden, dass die Exporterwartungen eine hohe Korrelation im gleichlaufenden Quartal und auch bei einem Vorlauf von einem Quartal vor der Referenzreihe aufweisen. Der Korrelationskoeffizient weist jeweils einen Wert von 0,89 auf (vgl. Tab. 1, Spalte 1). Die Wendepunkte werden – wenn auch häufig im gleichen Quartal – ebenfalls zu-

Abb. 1
Exportserwartungen



verlässig angezeigt. Am aktuellen Rand weisen die Exporterwartungen auf eine Abschwächung des Exportwachstums hin.

Die Auftragseingänge aus dem Ausland beim Verarbeitenden Gewerbe

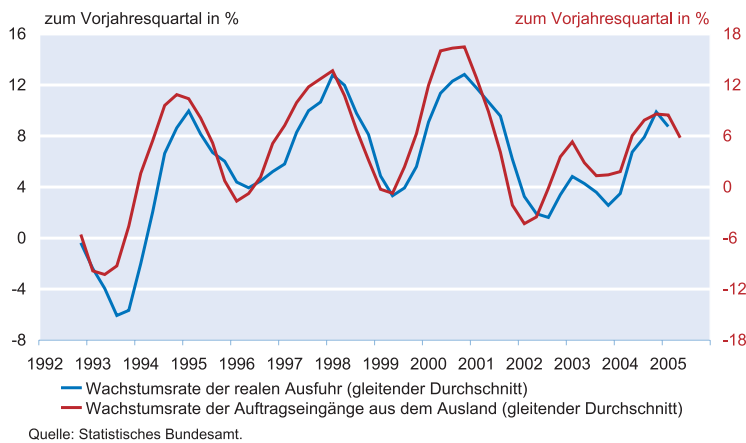
Die vom Statistischen Bundesamt ausgewiesenen Auftragseingänge aus dem Ausland beim Verarbeitenden Gewerbe stellen ein unmittelbares Maß für die Auslandsnachfrage nach deutschen Produkten dar. Die Umsetzung dieser Auslandsorders bei den Firmen kann je nach Art des Auftrags nahezu zeitgleich bei ausreichender Lagerhaltung oder mit einer zeitlichen Verzögerung von einigen Wochen und Monaten einhergehen. Bei Großaufträgen mit spezifischer Produkterstellung ist sogar mit einer längeren Zeitspanne bis zur Exportwirksamkeit zu rechnen. Der Indikator steht dem Beobachter mit einer Verzögerung von etwa zwei Monaten zur Verfügung, d.h. Mitte Juli sind Daten bis einschließlich Mai erhältlich. Es wird die relative Veränderung der Auftragseingänge zum Vorjahr als Frühindikator herangezogen.

Tab. 1
Kreuzkorrelationen

Exportserwartung		Auftragseingang		Wechselkurs (real)		Exportklima	
Lag	Korrelation*	Lag	Korrelation*	Lag	Korrelation*	Lag	Korrelation*
-4	-0,179	-4	-0,276	-4	-0,135	-4	-0,417
-3	0,088	-3	-0,033	-3	-0,212	-3	-0,399
-2	0,401	-2	0,294	-2	-0,363	-2	-0,228
-1	0,698	-1	0,635	-1	-0,546	-1	0,063
0	0,892	0	0,887	0	-0,700	0	0,412
1	0,889	1	0,936	1	-0,759	1	0,681
2	0,735	2	0,814	2	-0,706	2	0,801
3	0,478	3	0,555	3	-0,544	3	0,731
4	0,192	4	0,238	4	-0,317	4	0,498

* Korrelationskoeffizienten der Kreuzautokorrelationsfunktion.

Abb. 2
Auftragseingänge aus dem Ausland



Die monatlichen Daten werden wiederum mittels Quartalsdurchschnitten der Erhebungsfrequenz der VGR-Daten angeglichen und durch gleitende Durchschnitte geglättet. In Abbildung 2 wird der enge Zusammenhang zwischen der Veränderung der Auftragseingänge aus dem Ausland und dem Exportwachstum sichtbar. Die Auftragseingänge aus dem Ausland stiegen im Durchschnitt um 4,3% an.

Der Korrelationskoeffizient weist bei einem Vorlauf von einem Quartal den höchsten Wert mit 0,94 auf (vgl. Tab. 1, Spalte 2). Die Wendepunkte werden zuverlässig, wenn auch mehrmals zeitgleich, mit der zu beobachtenden Variablen angezeigt. Die Veränderung der Auftragseingänge aus dem Ausland weist auf eine Abschwächung des Exportwachstums am aktuellen Rand hin.

Der reale effektive Wechselkurs des Euro für die deutsche Wirtschaft

Zur Beobachtung der relativen Preisentwicklung im Außenhandelssektor wird der Indikator der preislichen Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Wirtschaft gegenüber 19 Industrieländern auf Basis der Verbraucherpreise herangezogen, der monatlich von der Deutschen Bundesbank berechnet wird. Dieser Indikator steht zeitnah zur Verfügung⁴, so dass

⁴ Auf der Basis der Verbraucherpreise weist die Deutsche Bundesbank den Indikator der preislichen Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Wirtschaft auch gegenüber einem größeren Länderkreis (49 Länder) aus (vgl. Monatsberichte der Deutschen Bundesbank).

⁵ Analog wird von der Europäischen Zentralbank der reale effektive Wechselkurs des Euro für die Eurozone gegenüber zwei Ländergruppen veröffentlicht. Die Berechnungen sind methodisch konsistent (vgl. hierzu Monatsbericht der Deutschen Bundesbank, November 2001, S. 54 ff.).

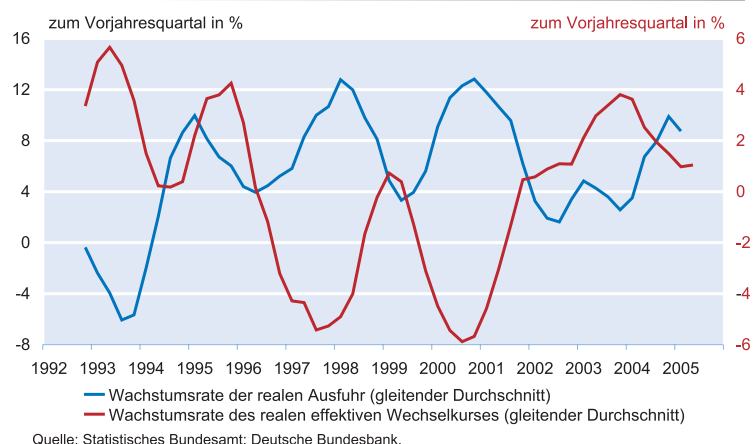
bereits Mitte Juli Werte für Juni erhältlich sind. Der Indikator spiegelt die Entwicklung des realen effektiven Wechselkurses für die deutsche Wirtschaft⁵ gegenüber den EWU-Ländern sowie Dänemark, Japan, Kanada, Norwegen, Schweden, Schweiz, Vereinigtes Königreich und Vereinigte Staaten wider.

Analog zur bisherigen Vorgehensweise werden die relativen Veränderungen des realen effektiven Wechselkurses für Deutschland gegenüber dem Vorjahresmonat herangezogen und mittels Quartalsdurchschnitten der VGR-Erhebungsfrequenz angepasst und anschließend geglättet. In Abbildung 3 sind die Verläufe des Indikators und der Referenzreihe dargestellt.

Dabei wird deutlich, dass die Entwicklung des Exportwachstums tatsächlich eng mit den Auf- oder Abwertungen des realen effektiven Wechselkurses verknüpft ist. Der Frühindikator läuft der Referenzgröße um ein Quartal voraus (vgl. Tab. 1, Spalte 3). Die höchste Korrelation – hier negativ aufgrund des gegenläufigen Zusammenhangs – wird mit $-0,76$ ausgewiesen.

Bis zum Jahr 2002 geht jedem Wendepunkt des Exportwachstums auch eine Umkehr in der Entwicklung des Wachstums des realen effektiven Wechselkurses voraus. So auch 1999, als die Einführung des Euro als Gemeinschaftswährung der Eurozone zuerst von einer starken Abwertung gegenüber dem US-Dollar begleitet wurde und die Wachstumsraten der deutschen Ausfuhr deutlich zunahm (bis auf rund 12,5% im gleitenden Durchschnitt im vierten Quartal 2000). Allein die starke Zunahme des Exportwachstums, die Mitte 2002 einsetzte, ist losgelöst von der Wechselkursentwicklung zu sehen. Anscheinend überwog in dieser

Abb. 3
Realer effektiver Wechselkurs für Deutschland



16 Forschungsergebnisse

Phase ein mengenmäßig starker Nachfrageeffekt, der die sich abschwächende preisliche Wettbewerbsfähigkeit kompensiert. Zum einen verbesserte sich seit Mitte 2002 der reale effektive Wechselkurs der deutschen Wirtschaft relativ gegenüber dem realen effektiven Wechselkurs der gesamten Eurozone, d.h. Deutschland konnte aufgrund der besseren inländischen Preisentwicklung seine Wettbewerbsfähigkeit gegenüber den Ländern der Eurozone deutlich verbessern (vgl. Abb. 4). Zum anderen hat neben diesem relativen Preiseffekt auch die starke Nachfrageausdehnung nach Investitionsgütern insbesondere der EU-Beitrittsländer und China sicherlich zum positiven deutschen Exportwachstum beigetragen.

Die einsetzende starke Aufwertung des Euro gegenüber dem US-Dollar und daran gebundene Währungen zu Beginn 2003 schlug sich jedoch auch in Deutschland wieder in sinkenden Exportwachstumsraten nieder. Der Anstieg der Ausfuhrwachstumsraten, der Ende 2003 einsetzte, geht dagegen wieder mit einer Umkehr in der Entwicklung der Wachstumsraten des realen effektiven Wechselkurses einher.⁶ Am aktuellen Rand ist eine Seitwärtsbewegung des Indikators auszumachen, die zumindest nicht für eine Zunahme des Exportwachstums spricht.

Der Exportklimaindex

Der Exportklimaindex wird einmal im Monat vom ifo Institut berechnet. Die Konstruktion dieses zusammengesetzten Exportindikators beruht auf der Überlegung, dass sich das wirtschaftliche Klima in den für deutsche Exporteure wichtigsten Handelsregionen mit einer zeitlichen Verzögerung auf deren Importnachfrage auswirkt.⁷ Eine Verbesserung des wirtschaftlichen Klimas im Ausland müsste demnach die Nachfrage nach deutschen Investitions- und Konsumgütern verbessern. Der Indikator basiert daher auf Geschäfts- und

Konsumklimaindizes, die in den Hauptabnehmerländern erhoben werden, und macht sich somit die Einschätzung der ausländischen Konsumenten und Unternehmen über die konjunkturelle Entwicklung zu Nutze. So gehen in diesen Index z.B. für die Vereinigten Staaten der Consumer Confidence Index des Conference Board und der Purchasing Managers Index der National Association of Purchasing Managers ein. Außerdem wird ein Indikator für die Konkurrenzfähigkeit der deutschen Produkte in die Berechnung miteinbezogen. Eingang findet dabei der Indikator der preislichen Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Wirtschaft, der dem realen effektiven Wechselkurs gegenüber 19 Ländern entspricht. Der Exportklimaindex ist mit einem Monat Verzögerung erhältlich, d.h. Ende Juli wird der Index für Juni berechnet, wenn alle benötigten Daten vorliegen. Da der Index bereits saisonbereinigt, geglättet und in Wachstumsraten ausgedrückt ist, werden keine weiteren Transformationen vorgenommen.

In Abbildung 5 wird die hohe Korrelation zwischen dem Exportklimaindex und der Wachstumsrate der deutschen Ausfuhr deutlich. Ein Vorteil des Exportklimaindex ist, dass er der Referenzreihe zwei Quartale voraus läuft und damit sehr früh Wendepunkte markieren kann.

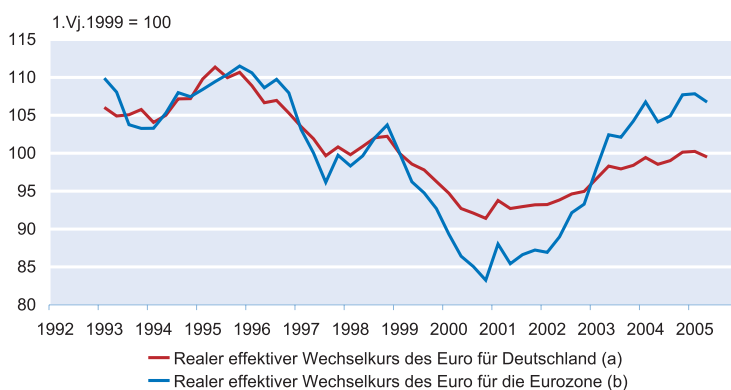
Der Korrelationskoeffizient hat ein Maximum von 0,80 bei einem Vorlauf von zwei Quartalen (vgl. Tab. 1, Spalte 4). Wiederum werden die Wendepunkte zuverlässig antizipiert. Der Exportklimaindex am aktuellen Rand weist deutlich auf eine Abschwächung des Exportwachstums hin.

Kurzfristige Prognose mittels Frühindikatoren

Die dargestellten Indikatoren beleuchten verschiedene Seiten der deutschen Ausfuhr – mengen- sowie preismäßig – und werden von unterschiedlichen Quellen gespeist. Die obige Analyse hat gezeigt, dass alle Variablen gute Eigenschaften als Frühindikatoren aufweisen. Ökonometrische Schätzungen mittels dieser Frühindikatoren unterstreichen diese Qualität (vgl. Tab. 2 sowie Tab. 3).

Geht man davon aus, dass die Frühindikatoren die Nachfrage- und Angebotsseite der deutschen Ausfuhr qualitativ und quantitativ gut erfassen, müssten diese Variablen mit einem Vorlauf von einem bis zu zwei Quartalen einen großen Teil der Variabilität der

Abb. 4
Realer effektiver Wechselkurs für Deutschland und die Eurozone



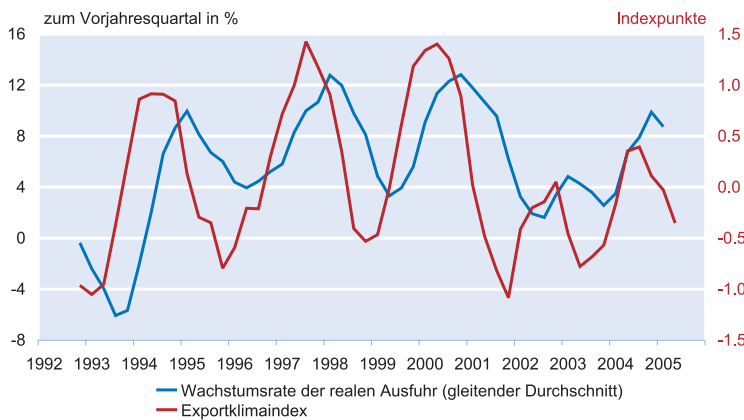
(a) Indikator der preislichen Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Wirtschaft gegenüber 19 Industrieländern auf Basis der Verbraucherpreise
(b) Index der Eurozone gegenüber 23 Ländern auf Basis der Verbraucherpreise.

Quelle: Deutsche Bundesbank, Europäische Zentralbank.

⁶ Der reale effektive Wechselkurs verschlechtert sich zwar noch seit Mitte 2003, aber mit deutlich abnehmenden Raten.

⁷ Vgl. G. Goldrian, Der Exportindikator, in: K.H. Oppenländer (Hrsg.), Konjunkturindikatoren, Oldenbourg Verlag, München 1995, S. 430–440.

Abb. 5
Exportklimaindex



Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Institut und Wirtschaftswoche.

Wachstumsrate der Ausfuhr (dex) erklären können. Eine lineare Regressionsgleichung mit den Frühindikatoren der amtlichen Statistik, Veränderung der Auftragseingänge aus dem Ausland (daeg) und die Veränderung des realen effektiven Wechselkurses zum Vorjahresquartal (dpwett), bestätigt die statistischen Zusammenhänge und zeigt signifikante Ergebnisse⁸ auf (vgl. Tab. 2, Variante 1). Da die Zahl der Arbeitstage im Monat resp. im Quartal einen deutlichen Einfluss auf die Höhe der deutschen Warenausfuhr hat, fließt hier die relative Veränderung der Arbeitstage zum Vorjahresquartal nach VGR (datvgr) in die Schätzgleichung mit ein.⁹

Nach dieser Rechnung führt eine Aufwertung von 10% im Vorjahresvergleich zu einem Rückgang der Export-

wachstumsrate im nächsten Quartal von 3,6 Prozentpunkten, während ein um 10% höherer Auftragseingang gegenüber dem Vorjahresquartal einen Anstieg der Ausfuhrate von 4,8 Prozentpunkten bedingt. Auch der Arbeitstageeffekt weist eine hohe Elastizität von 0,46 auf. Auf Basis dieser Regressionsgleichung kann das Ausfuhrwachstum zum jetzigen Zeitpunkt für das zweite und dritte Quartal dieses Jahres prognostiziert werden, da zum einen nur die verzögerten Werte der Variablen eingehen und zum anderen Werte der Frühindikatoren für das zweite Quartal 2005 zu einem großen Teil bereits vorliegen.¹⁰ Folgt man diesem Schätzansatz, wächst die reale Ausfuhr im zweiten Quartal um 7,2% im Vorjahresvergleich und nimmt im dritten Quartal um 3,9% zu. Dies entspricht im zweiten sowie im dritten Quartal 2005 einem Ausfuhrvolumen von rund 201 resp. 189,5 Mrd. €.

Berücksichtigt man zusätzlich die Salden der Exporterwartungen (exerw) aus dem ifo Konjunkturtest in der Regressionsgleichung, so erhöht sich der Erklärungsgelhalt der Schätzung ($R_2 = 0,85$), und die Exporterwartungen erweisen sich als hoch signifikant (vgl. Tab. 2, Variante 2). Indessen kann der Koeffizient der Exporterwartungen nicht direkt als Elastizität interpretiert werden, da die Saldenberechnung keine prozentuale Veränderung der Erwartungen ausdrückt. Er misst insbesondere einen Teil der Exportnachfrage, der sonst den Auftragseingängen zugeordnet wird. So wird nun für die Auftragseingänge eine

⁸ Alle Variablen erweisen sich als signifikant auf einem 5%-Niveau (siehe T- und F-Statistik), die Residuen sind nicht autokorreliert (siehe Durbin-Watson-Statistik) und das R^2 liegt bei 0,79.

⁹ Saisonale Effekte sind aufgrund der Betrachtung von Veränderungen zum jeweiligen Vorjahresquartal bereits überwiegend ausgeschlossen.

¹⁰ Zum Zeitpunkt der Prognose liegen alle drei Monatswerte für die Salden der Exporterwartungen sowie für den realen effektiven Wechselkurs der deutschen Wirtschaft vor. Die Auftragseingänge aus dem Ausland sind bis einschließlich Mai in die Berechnungen eingegangen. Der Exportklimaindex erfasst ebenfalls die Monate April und Mai.

Tab. 2

Lineare Schätzgleichungen für das Exportwachstum mit Frühindikatoren

Abhängige Variable dex

Quartalsdaten von 1992:02 bis 2005:01

Variable	Variante 1 Koeffizient	T-Statistik	Variante 2 Koeffizient	T-Statistik	
1. Constant	0,0358	(7,86)**	0,0325	(8,31)**	
2. DPWETT(1)	-0,3616	(-2,57)*	-0,4455	(-3,70)**	
3. DAEG(1)	0,4821	(7,53)**	0,1919	(2,29)*	
4. EXERW(1)	-----	-----	0,0031	(4,52)**	
5. DATVGR	0,4604	(2,67)*	0,4127	(2,83)**	
R**2		0,784	R**2		0,846
Standardfehler der Schätzung		0,026	Standardfehler der Schätzung		0,022
F(3,47)		62,606	F(4,46)		71,036
Durbin-Watson Statistik		2,031	Durbin-Watson Statistik		2,264

* 5%-Signifikanzniveau. ** 1%-Signifikanzniveau.

18 **Forschungsergebnisse**

deutlich geringere Elastizität mit 0,19 ermittelt, während die Elastizität des realen effektiven Wechselkurses einen zur vorherigen Schätzung betragsmäßig leicht höheren Wert von $-0,45$ aufweist (vgl. Tab. 2). Der Koeffizient des Arbeitstageffekts ist mit 0,41 etwas niedriger als zuvor. Der Standardfehler der Schätzung verbessert sich mit 0,022 geringfügig im Vergleich zur Basisregression (0,026).

Abbildung 6 vergleicht die geschätzten Werte aus der Regressionsgleichung¹¹ unter Berücksichtigung der Exporterwartungen mit den tatsächlich realisierten Exportwachstumsraten. Dabei wird deutlich, dass insbesondere zu Beginn 2004 die Frühindikatoren den außerordentlich starken Anstieg des Exportwachstums sowie dessen Rückgang im dritten Quartal nicht ausreichend anzeigen konnten. Hingegen konnte die Wachstumsabschwächung zu Beginn des Jahres gut mittels der Frühindikatoren prognostiziert werden.

Gemäß dieser Schätzgleichung (Tab. 2, Variante 2) wächst die reale Warenausfuhr gegenüber dem Vorjahresquartal im zweiten Quartal um 10,2% und legt im dritten Quartal um 7,1% (vgl. Abb. 6) zu. Das entspräche einem Ausfuhrvolumen von 206,7 Mrd. € im zweiten und 195,3 Mrd. € im dritten Quartal. Diese Prognosewerte erweisen sich als deutlich optimistischer im Vergleich zur Basisregression ohne Unternehmenserwartungen, da die berücksichtigten Exporterwartungen¹² im Vergleich mit vergangenen Jahren weiterhin relativ hohe Salden aufzeigen (vgl. Abb. 1).

Da der Exportklimaindex einen aus verschiedenen Reihen zusammengesetzten Frühindikator darstellt, in den beispielsweise der Indikator der preislichen Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Wirtschaft bereits Eingang gefunden hat, kann er nicht in die obige Prognose integriert werden. Ihm wird in einem gesonderten Schätzansatz Rechnung getragen. Der Exportklimaindex (exklima) geht dabei mit Verzögerungen von ein und zwei Quartalen ein (vgl. Tab. 3). Die Koeffizienten des Frühindikators¹³ sind hoch signifikant, und auch dieser Schätzansatz erklärt einen großen Teil des realen Ausfuhrwachstums ($R^2 = 0,75$). In die Schätzung wird die verzögerte Wachstumsrate der Ausfuhr (dex{1}) mit aufgenommen, um serielle Korrela-

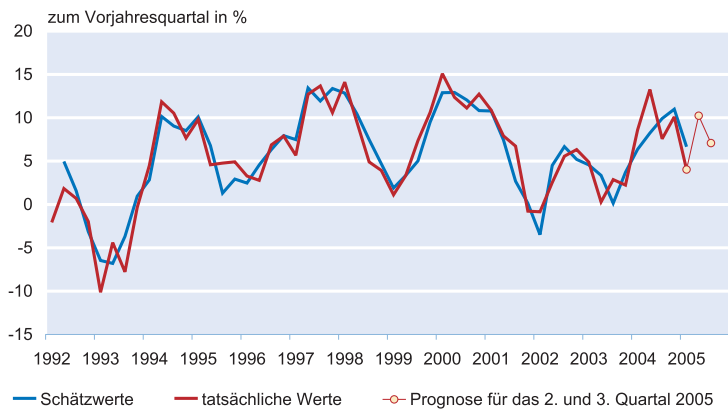
¹¹ Für die Basisschätzgleichung aus Tabelle 2, Variante 1 ergibt sich ein sehr ähnliches Bild.

¹² Nach dem Urteil der statistischen Signifikanz (R^2 und Standardfehler der Schätzung) verbessern die Exporterwartungen der Unternehmen die Ergebnisse der Schätzgleichung, und sie sollten daher in der Prognose berücksichtigt werden.

¹³ Eine einfache Interpretation der Koeffizienten als Elastizitäten ist in diesem Ansatz nicht möglich.

Abb. 6
Wachstumsrate der realen Ausfuhr

Frühindikatoren: Exporterwartungen, Auftragseingänge aus dem Ausland und realer effektiver Wechselkurs



Quelle: Statistisches Bundesamt, Deutsche Bundesbank; Berechnungen und Prognose des ifo Instituts.

tion bei den Residuen zu vermeiden. Der Arbeitstageffekt ist ebenfalls signifikant. Der Standardfehler der Schätzung mit 0,027 ist vergleichbar mit den Ergebnissen der anderen Modelle.

Abbildung 7 macht deutlich, dass die Schätzung mit dem Exportklimaindex den Verlauf der Ausfuhrwachstumsraten in 2004 – zwar ein Quartal verzögert – besser abzubilden vermag als das Modell mit den anderen Frühindikatoren, da diese Regressionsgleichung die verzögerte endogene Variable berücksichtigt.¹⁴ Dieser Schätzansatz zeichnet für das zweite und dritte Quartal mit einer Zunahme der Ausfuhr von 5,5 resp. 3,4% ein deutlich schwächeres Bild gegenüber den vorherigen Prognosen (vgl. Abb. 7). Damit liegt die Vorhersage des Ausfuhrvolumens für das zweite Quartal bei etwa 198 Mrd. € und rund 188,5 Mrd. € im nächsten Quartal.

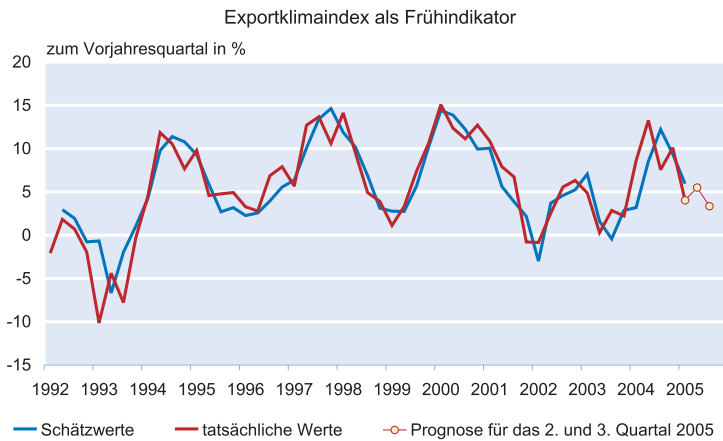
¹⁴ Die verzögerte endogene Variable erweist sich in den Schätzansätzen aus Tabelle 2 (Variante 1 und 2) als insignifikant.

Tab. 3
Lineare Schätzgleichung für das Exportwachstum mit Exportklimaindex
Abhängige Variable dex
Quartalsdaten von 1992:02 bis 2005:01

Variable	Koeffizient	T-Statistik
1. Constant	0,0250	(3,44)**
2. DEX(1)	0,5303	(4,48)**
3. EXKLIMA(1)	0,0575	(5,61)**
4. EXKLIMA(2)	-0,0307	(-2,77)**
5. DATVGR	0,4201	(2,22)*
R**2		0,752
Standardfehler der Schätzung		0,027
F(4,46)		39,605
Durbin-Watson Statistik		2,201
* 5%-Signifikanzniveau. ** 1%-Signifikanzniveau.		

Abb. 7

Wachstumsrate der realen Ausfuhr



Quelle: Statistisches Bundesamt; Berechnungen und Prognose des ifo Instituts.

Fazit

Die dargestellten Frühindikatoren erfüllen die Voraussetzungen, die Wachstumsrate der deutschen Warenausfuhr kurzfristig abschätzen zu können. Die Analyse am aktuellen Rand zeigt, dass die Frühindikatoren eine Abschwächung der Exportkonjunktur anzeigen.

Die aus den Indikatoren abgeleiteten Prognosen für das Ausfuhrvolumen zeigen die Abschwächung des Exportwachstums im ersten Quartal deutlich an. Für das zweite Quartal wird die reale Warenausfuhr auf rund 198 bis 206,7 Mrd. € geschätzt. Für das dritte Quartal ergibt sich eine Spanne von 188,5 bis 195,3 Mrd. €. Die Schätzung des Exportwachstums am aktuellen Rand mittels Frühindikatoren ermöglicht dem Prognostiker aktuelle Entwicklungen frühzeitig zu erkennen und diese in mittelfristigen Projektionen zu berücksichtigen.

Wolfgang Nierhaus

Die Europäische Zentralbank (EZB) hat den Leitzinssatz seit November 1999 in mehreren Stufen um insgesamt 2,25 Prozentpunkte auf 4,75% angehoben.¹ Begründet wurden die Zinsschritte mit der guten Konjunktur im Euro-Raum und den Risiken für die Preisniveaustabilität, die von der kumulativen Wirkung von Euro-Schwäche und Ölpreisexplosion ausgehen. Im Folge der Leitzinserhöhung stiegen die Geldmarktzinsen (Dreimonatsgeld) im Euro-Raum auf 4,8%. Sie sind derzeit um 1,4 Prozentpunkte höher als Anfang 2000 und um 2,2 Prozentpunkte höher als im Tiefstand vom Mai 1999. Wie sind die Wirkungen der Geldpolitik auf die Konjunktur derzeit zu beurteilen? Stellen die monetären Bedingungen eine Gefahr dafür dar, dass die Konjunktur im Euro-Raum abgebremst wird, wie bereits von manchen befürchtet wird? Zur Beurteilung der Wirkungen der Geldpolitik sind in den neunziger Jahren verschiedene Indikatoren entwickelt worden. Das ifo Institut hat aus dieser Gruppe zwei besonders prominente Indikatoren, nämlich den Taylor-Zins und den Monetary Conditions Index (MCI), ausgewählt und ihren Verlauf im Zeitraum 1994 bis 2000 für den Euro-Raum quantifiziert.

Der Taylorzins

Nach der von Taylor 1993 aufgestellten Regel setzen Zentralbanken die kurzfristigen Leitzinsen nach Maßgabe der aktuellen Konjunktur- und Inflationstendenzen.² Die Formel für den Taylor-Zins i^T lautet:

$$i^T = i^{nGL} + 0.5 \times PL + 0.5 \times ID$$

Die Konjunkturtendenz wird durch die *Produktionslücke* (PL) indiziert, die als prozentuale Abweichung des realen Bruttoinlandsprodukts vom Bruttoinlandsprodukt bei Normalauslastung (Produktionspotential) gemessen wird.³ Je größer die Auslastung einer Volkswirtschaft ist, umso höher muss der Taylor-Zins sein. Die Inflationstendenz wird durch die Abweichung der aktuellen Preissteigerung von der von der Zentralbank angestrebten Preisnorm gemessen (*Inflationsdifferenz ID*). Je größer die tatsächliche Preissteigerungsrate im Vergleich zur Preisnorm ist, desto höher ist der Taylor-Zins zu veranschlagen. Produktionslücke und

Inflationsdifferenz gehen in die Taylor-Formel mit dem gleichen Gewicht $1/2$ ein. Sind die Produktionslücke und die Inflationsdifferenz Null, so entspricht der Taylor-Zins dem nominalen Gleichgewichtszins i^{nGL} . Dieser ergibt sich aus dem realen Gleichgewichtszins, bei dem naturgemäß keine Maßnahmen der Geldpolitik nötig sind, zuzüglich der erwarteten Preissteigerungsrate. Bei einem Überschießen (Unterschreiten) der tatsächlichen Produktion oder der tatsächlichen Inflationsrate muss der Taylor-Zins folglich höher (niedriger) als der nominale Gleichgewichtszinssatz sein.

Der reale Gleichgewichtszins im Euro-Raum – gemessen am realen Zinssatz für Dreimonatsgeld – wird hier auf 2,9% geschätzt.⁴ Dies entspricht dem (ex post)-Mittelwert des realen Dreimonatsgelds im Rechenzeitraum 1994 bis 2000. Die mittelfristig angestrebte Preisnorm wird mit $13/4\%$ angenommen (die EZB selbst gibt als offizielles Preisziel einen Wert von »unter 2%« an). Die erwartete Preissteigerungsrate wird der tatsächlichen Preissteigerungsrate gleichgesetzt. Diese wird in einer Variante an der Entwicklung des harmonisierten Verbraucherpreisindex für den Euro-Raum (HVPI-EWU⁵) gemessen, in einer zweiten Variante an der Kerninflationsrate (Veränderung des HVPI-EWU ohne Energieträger und unverarbeitete Nahrungsmittel). Die Preise von Energieträgern (und hier insbesondere von Kraftstoffen und Heizöl) sowie von unverarbeiteten Nahrungsmitteln (saisonabhängige Nahrungsmittel und Fleisch) sind überdurchschnittlich volatil und können die Ergebnisse der Preisstatistik auf kurze Sicht verzerren. Die Kerninflationsrate gibt an, wie sich das Verbraucherpreisniveau ohne die erratischen Einflüsse der Preise dieser Güter (gegenwärtiger Wägungsanteil: 17,2%) entwickelt.⁶ Die Produktionslücke PL basiert auf Berechnungen der Europäischen Kommission. Fasst man alle Angaben zusammen, so lautet die Formel für den Taylor-Zins in Abgrenzung des ifo Instituts für den Euro-Raum:

$$i^T = 2,9 + \pi + 0.5 \times PL + 0.5 \times (\pi - 1,75)$$

wobei π alternativ für die Änderungsrate des HVPI-EWU bzw. für die Kerninflationsrate steht. Ist der tatsächliche Zinssatz

¹ Der Leitzins (Zinssatz für die Hauptrefinanzierungsgeschäfte), der am 9. April 1999 auf 2,5% gesenkt worden war, wurde am 5. November 1999 wieder auf 3% erhöht und dann weiter am 4. Februar 2000 auf 3,25%, am 17. März auf 3,5%, am 28. April auf 3,75%, am 9. Juni auf 4,25%, am 1. September auf 4,5% und am 6. Oktober schließlich auf 4,75%.

² Taylor überprüfte z.B. mit der nach ihm benannten Regel die US-Geldpolitik im Zeitraum 1987 bis 1992. Es ergab sich ein recht enger Zusammenhang zwischen dem Taylor-Zins und der US-Federal funds rate. Berechnungen der Deutschen Bundesbank für die Zeit 1979 und 1998 zeigen für Deutschland ebenfalls eine relativ ähnliche Entwicklung von Kurzfristzins und Taylor-Zins. Vgl. Taylor (1993) sowie Deutsche Bundesbank (1999).

³ Bezeichnet man mit Y das Bruttoinlandsprodukt und mit Y* das Produktionspotential, dann ist die Produktionslücke PL durch den Ausdruck $100 \times (Y - Y^*) / Y^*$ definiert.

⁴ Der gleichgewichtige Realzins lässt sich naturgemäß nicht exakt bestimmen und hängt in besonderem Maße von der Länge des Stützzeitraums ab. Nach Berechnungen der Deutschen Bundesbank lag der gleichgewichtige Realzinssatz in Westdeutschland – gemessen an den realen Tagesgeldsätzen – z.B. im Zeitraum 1972 bis 1998 bei 2,6%, im Zeitraum 1979 bis 1998 bei 3,4%. Vgl. Deutsche Bundesbank (1999, S. 52). In den USA wird die »gleichgewichtige Federal funds rate« derzeit auf 2,5% geschätzt. Vgl. The Federal Bank of St. Louis (2001).

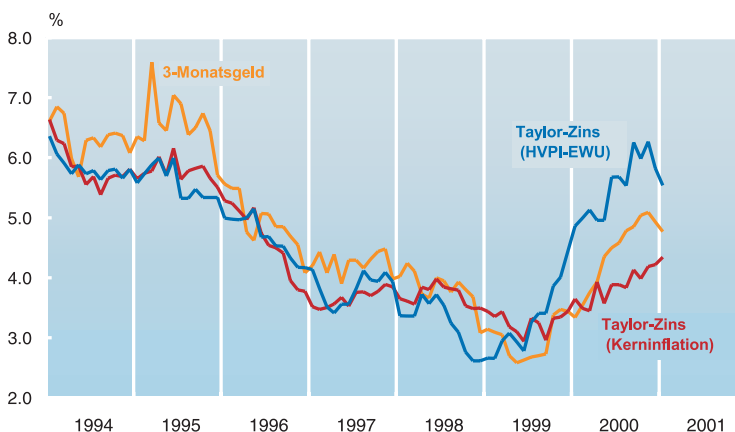
⁵ Mit dem HVPI-EWU wird vom statistischen Amt der Europäischen Union (Eurostat) monatlich die Verbraucherpreisentwicklung im Euro-Raum gemessen. Der HVPI-EWU wird als jährlicher Kettenindex berechnet, wobei sich die Ländergewichte von Jahr zu Jahr ändern. Das Gewicht eines Landes im Euro-Raum entspricht seinem Anteil an den Gesamtausgaben des privaten Inlandsverbrauchs. Vgl. Eurostat (1998).

⁶ Zum Konzept der Kerninflationsrate vgl. Roger (1998), Wynne (1999) und Landau (2000).

für Dreimonatsgeld höher als der so berechnete Taylorzins, dann ist die Geldpolitik restriktiver, als dies mit Blick auf das Inflationsziel und die Konjunktur angemessen ist. Liegt dagegen der tatsächliche Zinssatz unter dem Taylor-Zins, so ist die Geldpolitik entsprechend expansiver.

Abbildung 1 zeigt, dass ein Taylor-Zins auf Basis der Kerninflation den Verlauf des Dreimonatsgelds im Beobachtungszeitraum 1994 bis 2000 relativ gut nachzuzeichnen vermag. Allerdings war vor Inkrafttreten der Währungsunion die Geldpolitik insbesondere im Jahr 1995 restriktiver, als dies nach der Taylor-Regel zu erwarten gewesen wäre. Offenbar wurde damals auf die Bekämpfung der Inflation ein größeres Gewicht gelegt als auf die Konjunktur-entwicklung, die sich in dieser Phase verlangsamte. Im Jahr 1999, also nach Inkrafttreten der EWU, war die Geldpolitik der Europäischen Zentralbank, gemessen am Taylor-Zins, expansiv. Vom Herbst 1999 bis Jahresmitte 2000 war der geldpolitische Kurs gemessen am Taylor-Zins neutral, danach war die Geldpolitik der EZB etwas restriktiver, als nach der Taylor-Regel eigentlich erforderlich gewesen wäre. Andererseits hat die EZB die Leitzinsen aber auch nicht auf ein Niveau angehoben, das nach der Taylor-Regel auf Basis des HVPI-EWU (der von den starken Ölpreissteigerungen direkt beeinflusst wird) erforderlich gewesen wäre. Die Europäische Zentralbank steuert demnach zurzeit einen geldpolitischen Kurs, der die importierten Preissteigerungen grundsätzlich für transitorisch hält (ansonsten hätten die Leitzinsen gemäß der Taylor-Regel auf HVPI-Basis noch stärker angehoben werden müssen). Gleichzeitig möchte die EZB aber offenbar der Gefahr möglicher inflationärer »Zweitrundeneffekte« im Euro-Raum (z.B. über höhere Lohnsteigerungen) vorbeugen (ansonsten hätten die Leitzinsen nach der Taylor-Regel auf Kerninflationbasis nämlich weniger stark erhöht werden müssen).

Abb. 1
Taylor-Zins und Kurzfristzins für den Euro-Raum



Quelle: Europäische Zentralbank, Berechnungen des ifo Instituts.

Der Monetary Conditions Index (MCI)

Die Geldpolitik wirkt nicht nur über Zinsen auf die gesamtwirtschaftliche Nachfrage und Preise, sondern auch über den Wechselkurs. Darüber hinaus beeinflussen exogene Wechselkursschwankungen auch das geldpolitische Umfeld (Deutsche Bundesbank 1999, S. 54 f.). Im Monetary Conditions Index (MCI), der von der kanadischen Zentralbank entwickelt wurde, werden die Veränderungen der monetären Rahmenbedingungen – gemessen an der gewichteten Summe aus Zins- und Wechselkursbewegungen gegenüber einer Referenzperiode 0 – in einem einzigen Indikator zusammengefasst (Freedman 1995, S. 53 ff.). Der hier verwendete Monetary Conditions Index wird aus der Gleichung:

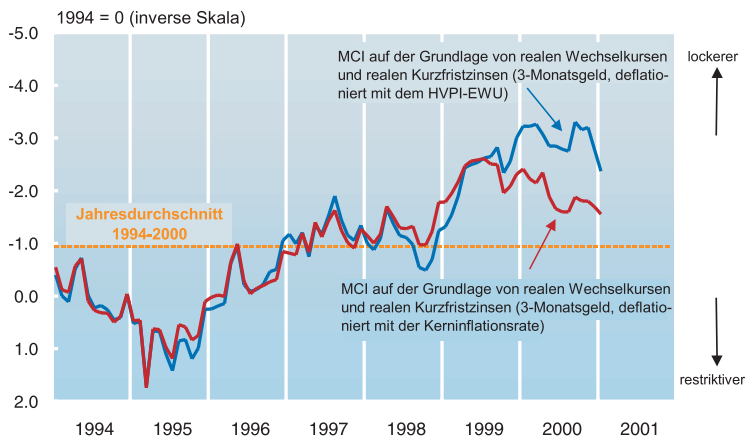
$$\text{MCI} = g_w \times (w^R - w^{R_0}) + g_i \times (i^R - i^{R_0})$$

abgeleitet. Dabei stehen w^R für den gewogenen realen effektiven Wechselkurs des Euro (gegenüber einem engen Länderkreis auf Verbraucherpreisbasis) und i^R für den kurzfristigen Realzins (Zins für Dreimonatsgeld abzüglich aktueller Inflationsrate). Die Preissteigerungsrate wird am HVPI-EWU festgemacht, alternativ dazu – wie schon beim Taylor-Zins – auch an der Kerninflation. Die beiden Koeffizienten g_w und g_i stellen die Gewichte dar, mit denen der reale effektive Wechselkurs und der Realzins in den MCI-Index eingehen. Beide Koeffizienten wurden hier so gewählt, dass die Variabilität der beiden Größen gerade gleich groß ist.⁷ Als Referenzperiode wurde das Jahr 1994 gewählt.

Abbildung 2 zeigt die Entwicklung des MCI (auf Basis des HVPI-EWU bzw. der Kerninflation) im Rechenzeitraum 1994 bis 2000 mit *invertierter Skala*. Steigt der MCI infolge sinkender Realzinsen und/oder einer realen Abwertung des Euro, so verbessern sich nach diesem Indikator-konzept die monetären Rahmenbedingungen für die Volkswirtschaften im Euro-Raum. Umgekehrt verschlechtern sich die monetären Rahmenbedingungen (der MCI sinkt), wenn der Realzins steigt und/oder der Euro real aufwertet. Wie schon bei der Beurteilung der Geldpolitik anhand der Taylor-Regel wird auch bei diesem Indikator deutlich, dass die monetären Bedingungen insbesondere 1995 restriktiv waren. Von Ende 1998 bis Anfang 2000 kann man dagegen von relativ lockeren monetären Bedingungen sprechen. Dazu hat vor allem die starke reale Abwertung des Euro beigetragen. Danach verschlechterten sich – wählt man den MCI auf Basis der Kerninflation – die monetären Bedingungen; der deutliche Anstieg

⁷ Idealtypisch spiegeln die Gewichte die Wirkungen von realem Wechselkurs und Realzins auf die gesamtwirtschaftliche Nachfrage wider.

Abb. 2

Indikator der monetären Bedingungen¹⁾ für den Euro-Raum

1) Monetary Conditions Index (MCI).

Quelle: Europäische Zentralbank, Berechnungen des ifo Instituts.

der Realzinsen war stärker als der weitere Abwertungseffekt. Aber immer noch sind die monetären Bedingungen im Euro-Raum zurzeit besser als im Durchschnitt der Jahre 1994 bis 2000 (vgl. gestrichelte Kurve). Die Verschlechterung der monetären Bedingungen bis Ende letzten Jahres wird allerdings nicht sichtbar, wenn man den Realzins aus der Differenz zwischen dem Nominalzinssatz und der tatsächlichen Preissteigerungsrate berechnet. Da diese wegen des Ölpreisanstiegs höher war als die Kerninflationrate, ist der so berechnete Realzins entsprechend niedriger und der MCI-Indikator – bei invertierter Skala – höher. Geht man aber davon aus, dass der Ölpreisanstieg lediglich temporär ist und nicht in die Inflationserwartungen der Wirtschaftssubjekte eingeht, dann überzeichnet der Verlauf des MCI auf Basis des HVPI-EWU die Veränderung der tatsächlichen monetären Bedingungen.

Fazit

Nimmt man an, dass der Ölpreisanstieg nicht in die Inflationserwartungen eingeht – und dafür spricht viel – dann ist die Geldpolitik der Europäischen Zentralbank derzeit etwas restriktiver als nach der Taylor-Regel angemessen wäre. Der tatsächliche Zins lag im Februar schätzungsweise um 0,5 Prozentpunkte über dem mit Hilfe der Kerninflationrate gemessenen Taylor-Zins. Bezieht man aber auch den Wechselkurs mit in die Beurteilung ein, indem man aus dem Realzins und dem realen effektiven Wechselkurs des Euro einen Index der monetären Bedingungen (MCI) konstruiert, dann zeigt sich, dass diese sich zwar verschlechtert haben. Sie sind aber immer noch günstiger als im Durchschnitt der letzten sieben Jahre. Würde in den nächsten Monaten der Euro-Wechselkurs deutlich steigen, dann verschlechterten sich die monetären Bedingungen weiter. Sollte sich gleichzeitig die Konjunktur im Euro-Raum wegen der langsa-

meren Gangart der Weltkonjunktur und des höheren Wechselkurses deutlich abkühlen, dann könnte der Taylor-Zins auf Basis der Kerninflationrate sogar sinken, so dass sich der Abstand zum tatsächlichen Kurzfristzins wieder vergrößerte. In diesem Fall aber wäre nach beiden Indikatoren eine Zinssenkung der EZB angebracht.

Literatur

- Deutsche Bundesbank (1999), »Taylor-Zins und Monetary Conditions Index«, *Monatsberichte der Deutschen Bundesbank* (4).
Eurostat (1998), *Memo* (8).
Freedman, C. (1995), »The role of monetary conditions and the monetary conditions index in the conduct of policy«, *Bank of Canada Review*, (Herbst).
Landau, B. (2000), »Kerninflationen: Ein Methodenvergleich auf der Basis westdeutscher Daten«, *Volks-wirtschaftliche Forschungsgruppe der Deutschen Bundesbank, Diskussionspapier* 4.
Roger, S. (1998), »Core inflation: concepts, uses and measurement«, *Reserve Bank of New Zealand, Diskussionspapier* G98/9.
Taylor, J.B. (1993), »Discretion versus policy rules in practice«, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39.
The Federal Bank of St. Louis (2001), *Monetary Trends*, Februar.
Wynne, M.A. (1999), »Core Inflation: A Review of Some Conceptual Issues«, *European Central Bank, Working Paper* No. 5.

Aus dem Instrumentenkasten der Konjunkturanalyse: Veränderungsraten im Vergleich

In den Konjunkturanalysen der großen Wirtschaftsforschungsinstitute Deutschlands finden sich regelmäßig Angaben über absolute bzw. relative Änderungen wirtschaftlicher Zeitreihen (z.B. Bruttoinlandsprodukt, Verbraucherpreise). Zur Beschreibung des Tempos der konjunkturellen Bewegung einer Reihe wird eine Vielzahl unterschiedlich definierter Veränderungsraten wie Jahresdurchschnittsraten, laufende (Jahres-)Raten usw. verwendet. In der Öffentlichkeit wird häufig die Frage gestellt, wie die einzelnen Raten voneinander abgegrenzt sind. Der folgende Beitrag vermittelt einen Überblick über die Konzepte und ihre unterschiedliche Aussagekraft.

Komponenten ökonomischer Zeitreihen

In Konjunkturanalysen wird davon ausgegangen, daß der Wirtschaftsablauf als zyklischer Prozeß beschrieben werden kann, der sich aus systematischen und zufälligen Schwankungen zusammensetzt. Jeder Ursprungswert einer wirtschaftlichen Zeitreihe von Monats-, Quartals- oder Halbjahreswerten wird hierzu gedanklich in verschiedene Bewegungskomponenten zerlegt (*Zeitreihenzerlegung*). Zu unterscheiden sind hierbei *systematische* Komponenten (wie Trendkomponente, Konjunkturkomponente, Saisonkomponente und Arbeitstagekomponente), die sich in ihrer zeitlichen Entwicklung durch regelmäßig wiederkehrende wirtschaftliche Phänomene erklären lassen. Daneben gibt es die *unsystematische* Komponente (irregulärer Rest).¹ Die Trendkomponente umfaßt den langfristigen Entwicklungspfad der Zeitreihe, die Konjunkturkomponente die mittelfristige zyklische Bewegung. Da die Trennung zwischen der Trend- und der Konjunkturkomponente letztlich nur subjektiv erfolgen kann, weil die Länge des Konjunkturzyklus schwankt, werden beide Komponenten üblicherweise zur glatten Komponente zusammengefaßt. Die kurzfristige saisonale Komponente spiegelt die regelmäßig wiederkehrenden Veränderungen der Zeitreihenwerte innerhalb eines Jahres wider. So ist der private Konsum im Jahresendquartal aufgrund des Weihnachtsgeschäfts stets besonders groß. Für manche Zeitreihen ist eine zusätzliche Berücksichtigung der Arbeitstage sinnvoll. Die Arbeitstagekomponente erfaßt kurzfristige Einflüsse, die auf Unregelmäßigkeiten im Kalender zurückgehen (z.B. Schalttage, bewegliche Feiertage, spezielle Feiertagsregelungen auf Bundesländerebene oder divergierende Wochentagsstrukturen im Monat). Diese bewirken eine unterschiedliche Zahl von Arbeitstagen pro Rechenperiode, was Auswirkungen auf die Zeitreihenwerte haben kann. Die Restkomponente berücksichtigt

schließlich verbleibende unsystematische Einflüsse auf die Zeitreihe. Zu diesen zählen einerseits zufällige Störungen des Wirtschaftsgeschehens, andererseits aber auch erklärbare Sonderfaktoren wie Auswirkungen von Streiks, saisonunüblicher Witterung oder Kurzfristreaktionen auf wirtschaftspolitische Maßnahmen.²

Die einzelnen Bewegungskomponenten können – je nach gewähltem theoretischem Ansatz – additiv und/oder multiplikativ miteinander verknüpft sein. Die Gemeinschaftsdiagnose der Wirtschaftsforschungsinstitute legt z.B. das Zeitreihenmodell $U = A \cdot (S+G+R)$ zugrunde.³ Bei diesem Ansatz ist die Summe aus Saisonkomponente S, glatter Komponente G und irregulärem Rest R direkt proportional zu den Ursprungswerten der Zeitreihe U, wobei der Proportionalitätsfaktor der Arbeitstagekomponente A entspricht. Da die einzelnen Bewegungskomponenten einer Zeitreihe empirisch nicht beobachtbar sind, müssen sie durch spezielle Verfahren (*Kalenderbereinigung*, *Saisonbereinigung*, *Trendbereinigung*) gesondert geschätzt werden. Aufgrund verschiedener wirtschaftsstatistischer Ansätze kann es in der Rechenpraxis zu unterschiedlichen Ergebnissen insbesondere am aktuellen Rand kommen.

Für die Messung der *konjunkturellen* Dynamik einer Zeitreihe werden in der empirischen Wirtschaftsforschung allgemein Veränderungsraten verwendet. Dabei können alle Reihenwerte auf den entsprechenden Wert des Vorjahres bezogen werden oder – sofern Angaben über die geschätzten Saisonkomponenten zur Verfügung stehen, so daß die Zeitreihe in saisonbereinigter Form vorliegt⁴ – auch auf den Wert der jeweiligen Vorperiode. Im letzteren Fall spricht man von *laufenden* oder *konjunkturellen* Raten. Bei der Berechnung von Änderungen gegenüber dem Vorjahr

² Vgl. Deutsche Bundesbank, *Die Saisonbereinigung als Hilfsmittel der Wirtschaftsbeobachtung*, in: *Monatsberichte der Deutschen Bundesbank*, Oktober 1987, S. 31.

³ Andere gebräuchliche Zeitreihenmodelle sind etwa $U = S+G+A+R$ (rein additives Modell) bzw. $U = S \cdot G \cdot A \cdot R$ (rein multiplikatives Modell).

⁴ Allgemein ermittelt man »saisonbereinigte« Zeitreihenwerte bei additiven Zeitreihenmodellen durch Subtraktion der zuvor mit einem statistischen Verfahren geschätzten Saisonkomponenten von den Werten der Ursprungsreihe, bei multiplikativen Modellen durch entsprechende Division.

¹ Vgl. hierzu etwa G. Goldrian, *Probleme der Datenaufbereitung und Zeitreihenzerlegung*, in: G. Goldrian (Hrsg.), *Saisonbereinigung und Konjunkturanalyse, Beiträge zur quantitativen Wirtschaftsforschung, Band 5*, ifo Institut, München 1996, S. 44 ff.

kann auf arbeitstaglich bereinigte bzw. unbereinigte Ursprungswerte abgestellt werden; die Kalkulation von laufenden Raten aus saisonbereinigten Werten setzt vielfach eine zusatzlich Ausschaltung der Arbeitstagekomponente voraus. Dies kann dadurch geschehen, da der Saisonbereinigung eine gesonderte Kalenderbereinigung⁵ vorgeschaltet wird, was dem Verfahren der Gemeinschaftsdiagnose entspricht, oder aber die Kalenderbereinigung ist bereits in das Saisonbereinigungsverfahren integriert.

Relativ selten schlielich werden Vorperiodenvergleiche aus Werten der geschatzten glatten Komponente vorgenommen. Zwar hat die glatte Komponente aufgrund der fehlenden irregularen Komponente naturgema einen ruhigeren Verlauf als die Zeitreihe der saisonbereinigten Werte, diesem Vorteil steht aber ein betrachtlicher Informationsverlust gegenber, da fur die Analyse der Wirtschaftslage nicht nur die rein zyklische Bewegung einer Reihe wichtig ist, sondern auch die Auswirkungen von Sonderfaktoren. Es kommt hinzu, da Trendschatzungen am aktuellen Rand einer Zeitreihe in aller Regel weniger stabil sind als saisonbereinigte Werte, was insbesondere bei konjunkturellen Umbruchphasen zu falschen Signalen fuhren kann.⁶

Vorjahresvergleich

Besonders schnell konnen Veranderungsraten von Ursprungswerten gegenber dem vergleichbaren Vorjahreswert kalkuliert werden. Bezeichnet man den Ursprungswert im Zeitraum t mit U_t , so lautet die Formel fur die *Veranderungsrate* V in Prozent:

$$V = (U_t/U_{t-n}) \cdot 100 - 100.$$

⁵ Bei der Gemeinschaftsdiagnose ist z.B. die Kalenderbereinigung der Wirtschaftsforschungsinstitute die Ausgangsbasis fur die Bestimmung der Arbeitstagekomponente. Hierbei werden Arbeitstageschwankungen, die durch Schalttage, Lage von wechselnden Feiertagen sowie durch nichtbundeseinheitliche Feiertage verursacht werden, zunachst auf Monatsbasis identifiziert. Aus diesen Rohdaten werden sodann jeweils monatliche bzw. vierteljahrliche gewogene Abweichungen der Arbeitstage von einem spezifischen monatlichen bzw. vierteljahrlichen langjahrigen Durchschnitt ermittelt (= geschatzte Arbeitstagekomponente). andert sich der Kalender (z.B. durch die Abschaffung des 17. Juni oder der Einfuhrung des 3. Oktobers im Jahr 1991), so wird der langjahrige Durchschnitt ab dem Jahr der anderung des Kalenders entsprechend angepat. Fur das Bruttoinlandsprodukt und seine Einzelkomponenten werden die Gewichte in Testrechnungen derart ermittelt, da die mittlere quadratische Abweichung der saison- und kalenderbereinigten Reihe von der glatten Komponente (= mittlere quadratische Abweichung der irregularen Reste) minimiert wird. Neben diesem Ansatz gibt es freilich noch andere Verfahren zur Kalenderbereinigung (z.B. das Bundesbank-Verfahren) Vgl. K. Muller-Krumholz, *Kalendereinflu und geleistete Arbeitszeit*, Berlin 1995, unveroffentlichtes Manuskript oder etwa Deutsche Bundesbank, *Saison- und kalenderbereinigte Angaben fur die Verwendungskomponenten des Sozialprodukts*, in: *Monatsberichte der Deutschen Bundesbank*, April 1991, S. 37 ff.

⁶ Vgl. N. Meyer, *Saisonbereinigte Reihe versus Trend als Hilfsmittel der aktuellen Konjunkturanalyse*, in: G. Goldrian (Hrsg.), *Saisonbereinigung und Konjunkturanalyse*, Beitrage zur quantitativen Wirtschaftsforschung, a.a.O., S. 11 ff.

Dabei bezeichnet n die Zahl der Abschnitte im Jahr ($n = 2$: Zeitreihe mit halbjahrlicher Periodizitat, $n = 4$: vierteljahrliche Periodizitat, $n = 12$: monatliche Periodizitat). Der Vorjahresvergleich setzt bei dem hier verwendeten Zeitreihenmodell keine zusatzliche Saisonbereinigung der Ursprungswerte voraus. Bei Veranderungen der Ursprungswerte gegenber der entsprechenden Vorjahreszeit fallen saisonale Einflusse namlich quasi »automatisch« heraus, sofern sie von Jahr zu Jahr annahernd konstant bleiben. Dies gilt allerdings nur, sofern die Kalendereinflusse auf die Zeitreihenwerte nicht allzu gro und unterschiedlich sind. Dies ist bei vielen Quartals- und Monatsreihen der amtlichen Statistik aber nicht der Fall. So differiert allein die Lange von Vierteljahren aufgrund der unterschiedlichen Zahl von Kalendertagen um bis zu 2,2% und die von Monaten sogar um bis zu 10,7%, was wirtschaftliche Zeitreihen mit entsprechender unterjahriger Periodizitat entscheidend beeinflussen kann.⁷

Bei Vorjahresvergleichen von Quartals- und Monatswerten aus Zeitreihen mit starkem Kalendereinflu⁸ wird daher oftmals eine zusatzliche Kalenderbereinigung der Ursprungswerte vorgenommen. Bei dem in der Gemeinschaftsdiagnose der Institute verwendeten Verfahren geschieht dies dadurch, da alle Ursprungswerte durch die jeweilige Arbeitstagekomponente dividiert werden; ubrig bleibt die Summe aus Saisonkomponente, glatter Komponente und irregularem Rest. Die anderung von kalenderbereinigten Ursprungswerten gegenber dem Vorjahr (*arbeitstagliche Rate* VA) errechnet sich demnach aus der Formel:

$$VA = (U_t/A_t/U_{t-n}/A_{t-n}) \cdot 100 - 100.$$

Dies entspricht ungefahr der Differenz der Veranderungsraten V der Ursprungswerte und den Veranderungsraten V_A der geschatzten Arbeitstagekomponenten, d.h. naherungsweise gilt:

$$VA \approx V - V_A, \text{ wobei } V_A = (A_t/A_{t-n}) \cdot 100 - 100.$$

Aus den n unterjahrigen Raten V_t kann die Veranderungsrate einer Jahressumme ($U_t + \dots + U_{t+n-1}$) bzw. eines Jahresdurchschnitts $(U_t + \dots + U_{t+n-1})/n$ von Niveauwerten (fur $n \geq 2$ Perioden im Jahr) errechnet werden. Die *Jahresdurchschnittsrate* JD ist namlich ein gewogenes arithmetisches Mittel der n Periodenveranderungsraten:

$$JD = V_t \cdot g_t + \dots + V_{t+n-1} \cdot g_{t+n-1}.$$

Dabei stellen die einzelnen Gewichte g_t die Niveauanteilstwerte aus den entsprechenden Vorjahreszeitraumen dar, d.h. es gilt:

$$g_{t+r} = U_{t+r-n} / (U_{t-n} + \dots + U_{t-1}) \text{ mit } r = 0, \dots, n-1.$$

⁷ Vgl. W. Strohm, *Zur Frage der Kalenderbereinigung von Zeitreihen*, in: *Wirtschaft und Statistik*, 6/1986, S. 421 f.

⁸ In den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen sind stark kalenderabhangige Zeitreihen auf der Verwendungsseite des Inlandsprodukts die Ausrustungs-, Bau- und Lagerinvestitionen sowie der Export und der Import. Auf der Entstehungsseite zahlen hierzu z.B. die Industrie- und die Bauproduktion.

Aus der Eigenschaft des arithmetischen Mittels folgt, daß die Jahresdurchschnittsraten einer Summe (bzw. eines Durchschnitts) von Niveauwerten nicht größer sein kann als der größte Wert der jeweiligen Periodenveränderungsraten und nicht kleiner als der kleinste Wert.⁹ Weiter folgt, daß eine Berechnung von Jahresdurchschnittsraten als ungewogenes arithmetisches Mittel von unterjährig veränderten Änderungsraten im allgemeinen zu unkorrekten Ergebnissen führt. Diese Vorgehensweise ist nur dann zulässig, wenn die Gewichte nicht allzu unterschiedlich sind. Jahresdurchschnittsraten lassen sich auch direkt aus den Summen der Ursprungswerte bestimmen, was rechen-technisch oftmals einfacher ist. Die Formel hierzu lautet:

$$JD = [(U_t + \dots + U_{t+n-1}) / (U_{t-n} + \dots + U_{t-1})] \bullet 100 - 100.$$

Arbeitstägliche Jahresdurchschnittsraten werden in der empirischen Konjunkturforschung in aller Regel nicht ausgewiesen, obwohl sich z.B. allein aufgrund des Schaltjahreffekts die Jahresergebnisse zwischen Normaljahren und Schaltjahren um 0,3% unterscheiden können.¹⁰ Maßgeblich für dieses Vorgehen ist, daß die Arbeitstagekomponente in aller Regel als Teil der Saisonkomponente betrachtet wird, die für die Darstellung von Jahresergebnissen kaum eine Rolle spielt. Außerdem kann es bei stark divergierenden Kalendereffekten in den einzelnen Jahresabschnitten passieren, daß die arbeitstägliche Jahresdurchschnittsraten größer oder kleiner ist als die arbeitstäglichen Veränderungs-raten aus den jeweiligen Teilperioden.

Wie schon erwähnt, können Veränderungen von Ursprungswerten gegenüber dem entsprechenden Vorjahreszeitraum besonders leicht berechnet werden, weil keine spezielle Saisonbereinigung der Originalreihe erforderlich ist, sieht man einmal von einer allfälligen Ausschaltung der Arbeitstagekomponente ab. Allerdings kann der Vorjahresvergleich von Originalwerten insbesondere bei der Bestimmung von Wendepunkten zu Unschärfen führen; Konjunkturumschwünge werden bei diesem Verfahren oft zu spät angezeigt.¹¹ Außerdem hängt die Veränderung ge-

genüber dem Vorjahreswert von der gesamten Bewegung der Zeitreihe innerhalb der letzten zwölf Monate ab. Oftmals ist man vielmehr an der aktuellen Änderung der Zeitreihe im Vergleich zur zeitlich näheren Vorperiode interessiert. Hinzu kommt schließlich die Abhängigkeit von *Basis-effekten*, die aus einer ungleichmäßigen Entwicklung der Zeitreihe aufgrund von Irregularitäten im Vergleichszeitraum des Vorjahres resultieren (z.B. Produktionsausfall durch strenges Winterwetter). Derartige Zufallsschwankungen wirken sich nach einem Jahr auf den Vorjahresabstand mit genau umgekehrtem Vorzeichen aus, was – bei Nichtbeachtung – zu Fehlinterpretationen der aktuellen konjunkturellen Entwicklung führen kann.

Vorperiodenvergleich

Konjunkturell aussagefähiger ist in vielen Fällen deshalb die prozentuale Veränderung der Zeitreihenwerte von Periode zu Periode, die sog. *laufende Rate LR*. Hierzu müssen jedoch zuvor alle Werte der Ursprungsreihe von saisonalen Schwankungen und – falls notwendig – auch von Kalenderunregelmäßigkeiten bereinigt werden, weil es sonst zu Fehleinschätzungen der konjunkturellen Entwicklungsrichtung der Reihe kommen kann. So kann aus einem Anstieg der privaten Konsumausgaben vom dritten zum vierten Quartal eines Jahres nicht ohne weiteres auf eine verbesserte Verbrauchskonjunktur geschlossen werden. Diese Interpretation wäre nur dann richtig, wenn – bei Abwesenheit von Sondereffekten – die Expansion des Konsums *größer* ist als die saisonübliche Zunahme aufgrund des Weihnachtsgeschäfts. Ist sie hingegen *kleiner*, so müßte eine verschlechterte Verbrauchskonjunktur konstatiert werden, weil die Zunahme des Konsums offenbar geringer ausgefallen ist als sonst in dieser Jahreszeit üblich.

Saisonbereinigungsverfahren filtern den für einen derartigen Vergleich notwendigen »üblichen« Saisonausschlag (Saisonkomponente) aus den Ursprungswerten der Zeitreihe heraus. Bei dem in der Gemeinschaftsdiagnose verwendeten Verfahren geschieht dies dadurch, daß alle Ursprungswerte *U* zunächst durch die Arbeitstagekomponente *A* dividiert werden; von den kalenderbereinigten Werten *U/A* werden in einem zweiten Schritt die mit Hilfe eines Saisonbereinigungsverfahrens für die einzelnen Jahresabschnitte ermittelten Saisonkomponenten *S* abgezogen. Für die saison- und kalenderbereinigten Werte *SB* gilt demnach: $SB = U/A - S$; dies entspricht der Summe aus glatter Komponente *G* und irregulärem Rest *R*. Die auf die-

⁹ Dies gilt auch für die Jahresdurchschnittsraten von Indexzahlen, sofern sich diese als Quotient mit variablem Zähler und konstantem Nenner darstellen lassen. Ein Beispiel hierfür ist der Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte, bei dem die laufenden Ausgaben der Berichtsperiode zu den konstanten Ausgaben einer festen Basisperiode in Beziehung gesetzt werden. Bei Indizes mit variablem Nenner (Beispiel: Deflator des privaten Konsums) oder bei Beziehungszahlen (Beispiel: Lohnsumme je abhängig Beschäftigten), deren Jahresdurchschnittswert sich nicht als ungewogenes, sondern als gewogenes arithmetisches Mittel der Periodenwerte ergibt, kann die Jahresdurchschnittsraten dagegen größer oder kleiner sein als die unterjährig veränderten Änderungsraten.

¹⁰ Eine Ausnahme hiervon sind etwa die Jahresschätzungen des ifo Instituts der Industrieproduktion nach Branchen. Für diese Zeitreihen werden vom Statistischen Bundesamt nicht nur kalendermonatliche Originalwerte, sondern zusätzlich auch arbeitstäglich bereinigte Werte veröffentlicht. Bei Zeitreihen aus den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen ist dies nicht der Fall. Vgl. R. Heisig u.a., *Verarbeitendes Gewerbe: Konjunkturelle Eintrübung*, in: ifo Wirtschaftskonjunktur, 3/1999, S. A 1 ff.

¹¹ Vorjahresvergleiche sind das Ergebnis einer asymmetrischen Filterung und deshalb phasenverschoben. Wendepunkte werden durch derartige Reihentransformationen nach hinten verschoben (z.B. bei einer Reihe mit einer konjunkturellen Schwingungsdauer von 60 Monaten um genau 9 Monate).

se Weise ermittelten Zahlen ermöglichen es, Halbjahres-, Vierteljahres- oder Monatswerte wirtschaftlicher Reihen mit Hilfe laufender Raten unmittelbar zueinander in Beziehung zu setzen, ohne daß das Ergebnis dieses Vergleichs – wie in der Vorjahresbetrachtung – durch die konjunkturelle Entwicklung in weiter zurückliegenden Zeitabschnitten mitbestimmt wird.¹² Bezeichnet man den saison- und kalenderbereinigten Zeitreihenwert in Periode t mit SB_t , so lautet die Formel für die laufende Rate:

$$LR = (SB_t/SB_{t-1}) \cdot 100 - 100.$$

Der Vorteil des Vorperiodenvergleichs liegt demnach in der raschen Reaktion auf Bewegungen der Zeitreihe am aktuellen Rand. Wenn etwa das saison- und kalenderbereinigte vierteljährliche Bruttoinlandsprodukt nach einer Phase gleichmäßigen Wachstums (z.B. während der letzten vier Quartale) zu stagnieren beginnt, bleibt die Veränderungsrate gegenüber dem vergleichbaren Vorjahreszeitraum immer noch drei Quartale lang positiv (wobei die Rate approximativ jeweils $3/4$, $1/2$ und $1/4$ der früheren Rate beträgt), während die laufende Rate bereits Stagnation anzeigt.¹³ Zudem wirken sich bei Vorperiodenvergleichen naturgemäß Zufallsschwankungen aus der entsprechenden Vorjahresperiode nicht aus; dem steht freilich die Abhängigkeit von möglichen Sondereinflüssen aus der jeweiligen Vorperiode und der Berichtsperiode gegenüber.

Zur Glättung derartiger Irregularitäten, die starke Schwankungen in den laufenden Raten auslösen können¹⁴, werden in der Rechenpraxis zuweilen mehrere aufeinanderfolgende Perioden zusammengefaßt und laufende Raten aus den derart aggregierten Ergebnissen und den entsprechend aufsummierten Werten der Vorperioden gebildet. Die Deutsche Bundesbank faßt z.B. in ihren Konjunkturanalysen mitunter saison- und kalenderbereinigte Quartalsergebnisse zu Halbjahresergebnissen zusammen und vergleicht diese mit den aggregierten Quartalergebnissen aus dem jeweils vorangegangenen Halbjahr.¹⁵ Eine weitere Glättungsmöglichkeit, die bei saison- und kalenderbereinigten Monatswerten gern benutzt wird, besteht darin, daß der jeweils letzte Zeitreihenwert zu einem Durchschnittswert aus vorangegangenen Monatsergebnissen in Beziehung gesetzt wird. So wäre etwa ein Vergleich der bereinigten Industrieproduktion im April mit dem Durchschnitt des ersten Quartals denkbar.

¹² Vgl. Deutsche Bundesbank, *Saison- und kalenderbereinigte Angaben für die Verwendungskomponenten des Sozialprodukts*, a.a.O., S. 37.

¹³ Vgl. W.C. Hug, *Vorausseilende Indikatoren der Konjunktur, Untersuchungen des Instituts für Wirtschaftsforschung der Eidgenössischen Technischen Hochschule Zürich*, Band 15, 1979, S. 45.

¹⁴ Die Korrelation zweier aufeinander folgender Werte ist negativ, d.h. je höher eine laufende Rate ist, desto niedriger ist in der Regel der nachfolgende Wert und umgekehrt. Vgl. W.C. Hug, *Vorausseilende Indikatoren der Konjunktur*, a.a.O., S. 45.

¹⁵ Vgl. etwa Deutsche Bundesbank, *Die Wirtschaftslage in Deutschland im Sommer 1999*, in: *Monatsberichte der Deutschen Bundesbank*, August 1999.

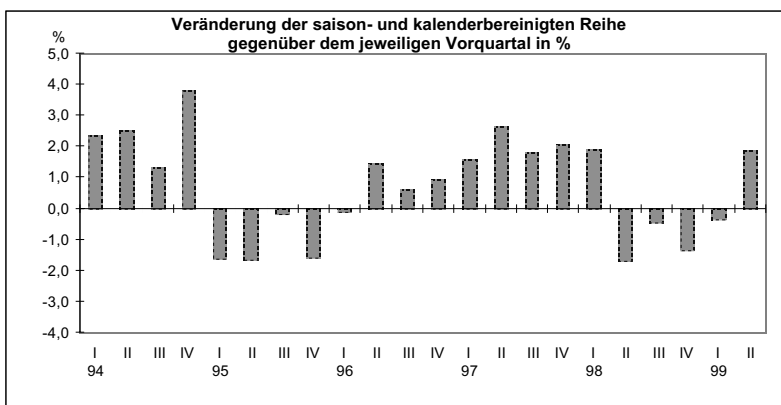
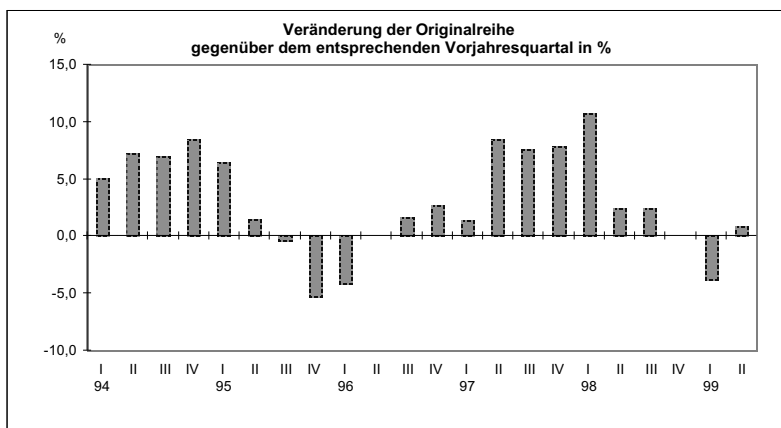
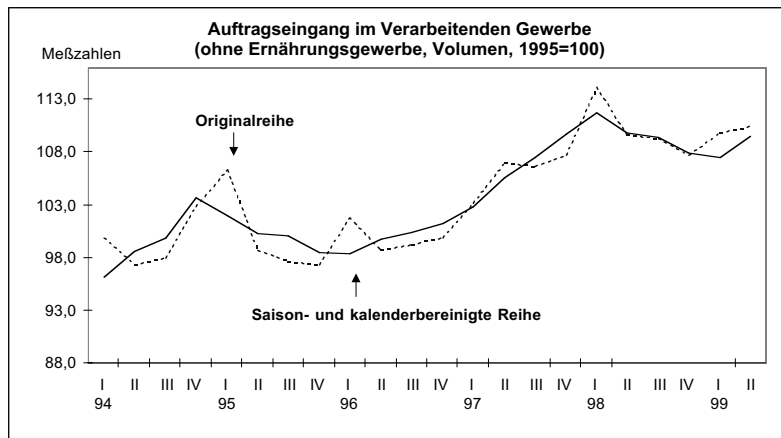
Für die Ausschaltung von saisonalen Einflüssen in Zeitreihen gibt es verschiedene Verfahren, was bei gleichen Ursprungswerten zu unterschiedlichen laufenden Raten führen kann.¹⁶ In der empirischen Konjunkturforschung werden deshalb zuweilen mehrere Saisonbereinigungsverfahren parallel eingesetzt und ihre Ergebnisse gemittelt. Aber auch bei Anwendung des gleichen Saisonbereinigungsverfahrens kann es insbesondere bei den Endwerten einer Zeitreihe zu Korrekturen der laufenden Rate kommen, nämlich dann, wenn neue Ursprungswerte in die Rechnung einbezogen werden, durch die sich die durchschnittliche Saisonbewegung verschiebt.¹⁷ Laufende Raten am aktuellen Rand haben deshalb immer einen vorläufigen Charakter.¹⁸ Veränderungen gegenüber dem Vorjahreswert hingegen werden nur bei einer Korrektur der Ursprungszahlen durch die amtliche Statistik revidiert.¹⁹ Die Überlegenheit des Vorperiodenvergleichs gegenüber dem Vorjahresvergleich zeigt die folgende Abbildung. Hier sind auf Vierteljahresbasis die Originalwerte des Auftrags- einkangs im Verarbeitenden Gewerbe (gestrichelte Kurve), die saison- und kalenderbereinigte Auftragsreihe (durchgezogene Kurve) und die dazugehörigen Veränderungs- raten gegenüber dem Vorjahreswert bzw. gegenüber dem Vorperiodenwert (Säulen) dargestellt. Der konjunkturelle Rückgang der Nachfrage in den Jahren 1995 und 1998 wird offensichtlich nur vom Vorperiodenvergleich zutref-

¹⁶ Könnten die Auswirkungen von saisonalen Einflüssen auf eine Zeitreihe im einzelnen beobachtet werden, so wäre dasjenige Saisonbereinigungsverfahren »am besten«, daß diese Beobachtungen am genauesten reproduziert. Tatsächlich können Saisonkomponenten aber nicht direkt gemessen werden, so daß die oftmals gestellte Frage nach dem »richtigen« Saisonbereinigungsverfahren unbeantwortet bleiben muß. In der Praxis wird eine Vielzahl von Bereinigungsverfahren angewandt. Das Statistische Amt der Europäischen Gemeinschaften (Eurostat) verwendet z.B. das Verfahren TRAMO/SEATS, das Statistische Bundesamt das Berliner Verfahren BV4, die Deutsche Bundesbank das Census-Verfahren II, Version X-11 und das ifo Institut das Verfahren ASA-II. Inzwischen gibt es allerdings empirische Studien, nach denen die Güte unterschiedlicher Saisonbereinigungsverfahren behelfsmäßig anhand von mathematischen Kriterien (z.B. Stabilität der Analyseergebnisse) bzw. mit Hilfe künstlich erzeugter Zeitreihen (stochastische Simulation) beurteilt werden kann. Siehe dazu etwa: B. Höpfner, *Ein empirischer Vergleich neuerer Verfahren zur Saisonbereinigung und Komponentenzzerlegung*, in: *Wirtschaft und Statistik*, 12/1998, S. 949 ff. sowie G. Goldrian, B. Lehne, *Zur Approximation der Trend-Zyklus-Komponente am aktuellen Rand einer Zeitreihe*, erscheint in: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*.

¹⁷ Vgl. Deutsche Bundesbank, *Die Saisonbereinigung als Hilfsmittel der Wirtschaftsbeobachtung*, a.a.O., S. 30.

¹⁸ Laufende Raten aus zeitlich weiter zurückliegenden Perioden sind hingegen relativ stabil, weil hier genügend nachfolgende Zeitreihenwerte zur Verfügung stehen.

¹⁹ Im Rahmen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen geben Anlaß zu Revisionen z.B. verspätet anfallende Ergebnisse von Spezialstatistiken (z.B. Kostenstrukturerhebungen) oder die Auswertung von Zählungen, die nur in mehrjährigem Turnus stattfinden (z.B. Handels- und Gaststättenzählung). Außerdem wird in regelmäßigen Abständen das Preisbasisjahr (gegenwärtig 1995) aktualisiert, was einen nicht unerheblichen Einfluß auf die Veränderungsrate des Bruttoinlandsprodukts und seiner Komponenten haben kann.



Quelle: Statistisches Bundesamt, Berechnungen des ifo Instituts.

fend und zeitnah erfaßt; im Vorjahresvergleich sind dagegen die Raten noch zwei Quartale lang positiv.

Häufig werden laufende Raten mit Hilfe der Zinseszinsformel auch auf Jahresrate hochgerechnet. Die *laufende Jahresrate LJ* gibt an, wie groß die Veränderung eines saison- und kalenderbereinigten Zeitreihenwerts innerhalb eines vollen Jahres sein würde, wenn das in einem bestimmten Jahresab-

schnitt beobachtete Wachstumstempo während eines vollen Jahres anhielte. Bei insgesamt n Jahresabschnitten errechnet sich die laufende Jahresrate aus der Formel:

$$LJ = (SB_t/SB_{t-1})^n \cdot 100 - 100.$$

Im angelsächsischen Raum und hier insbesondere in den USA werden derartige Veränderungsdaten als Ausdruck der aktuellen konjunkturellen Dynamik gewertet.

Steigt oder fällt eine saison- und kalenderbereinigte Zeitreihe im Laufe eines Kalenderjahres im großen und ganzen gleichmäßig, so macht es Sinn, auch die prozentuale Veränderung zwischen den jeweiligen Jahresendwerten zu berechnen. Diese Rate wird als *Jahresverlaufsrate JV* bezeichnet; sie ergibt sich bei n Jahresabschnitten aus:

$$JV = (SB_t/SB_{t-n}) \cdot 100 - 100.^{20}$$

Im Fall einer Zeitreihe mit konstanter Saisonbewegung (starre Saisonfigur) müssen Jahresverlaufsdaten mit den Wachstumsraten, die aus einer lediglich kalenderbereinigten Reihe berechnet werden, nahezu identisch sein. Daneben gibt es *Halbjahresverlaufsdaten HJV*, die die Veränderung innerhalb eines Sechsmonats-Abschnitts messen:

$$HJV = (SB_t/SB_{t-n/2}) \cdot 100 - 100.$$

Auch Halbjahresverlaufsdaten können natürlich auf Jahresrate hochgerechnet werden. Für diesen speziellen Fall lautet die Formel für die laufende Jahresrate:

$$LJ = (SB_t/SB_{t-n/2})^2 \cdot 100 - 100.^{21}$$

Halbjahresverlaufsdaten haben eine besondere Bedeutung in der Gemeinschaftsdiagnose der Wirtschaftsforschungsinstitute erlangt: Hier wird infolge der festen Prognosetermine im Herbst bzw. Frühjahr bei der Ex-post-Beschreibung der Konjunktur auf die Entwicklung im jeweils gerade abgelaufenen Sommerhalbjahr bzw. Winterhalbjahr abgestellt. Bei vierteljährlichen Ergebnissen

²⁰ Die Jahresverlaufsrate JV läßt sich aus den n laufenden Raten LR_t der einzelnen Jahresabschnitte errechnen. Es gilt:

$$JV = [\prod_{r=0, \dots, n-1} (1 + LR_{t+r}/100)] \cdot 100 - 100 \approx LR_t + LR_{t+1} + \dots + LR_{t+n-1}.$$

²¹ Diese Formel läßt sich für eine beliebige Zahl von Jahresabschnitten r verallgemeinern. Bei insgesamt n Teilperioden pro Jahr gilt für die hochgerechnete Jahresrate aus r ($1 \leq r$) Jahresabschnitten:

$$LJ_t = (SB_t/SB_{t-r})^{n/r} \cdot 100 - 100.$$

bezieht sich das Sommerhalbjahr auf den Vergleich drittes Quartal zu erstem Quartal, das Winterhalbjahr auf den Vergleich erstes Quartal zu drittem Vorjahresquartal. Bei monatlichen Werten beziehen sich Angaben zum Sommerhalbjahr auf den Vergleich September zu März, die Angaben zum Winterhalbjahr auf den Vergleich der Monatsergebnisse März zu September.

Zu gleichen Ergebnissen führt die Berechnung von Jahresverlaufs- und Jahresdurchschnittsraten dann, wenn eine wirtschaftliche Zeitreihe, die ohne zyklische, saisonale oder kalenderbedingte Schwankungen vereinfacht nur aus dem Trend besteht, einem *geometrischen* Entwicklungspfad²² folgt. In diesem Fall stimmen die Jahresdurchschnittsraten und die Jahresverlaufsrate (und auch die laufende Jahresrate) überein. Im Normalfall liefern beide Ansätze jedoch unterschiedliche Ergebnisse. Eine Verbindung zwischen den Konzepten kann durch den statistischen Überhang hergestellt werden, der auf den Stand einer saison- und kalenderbereinigten Zeitreihe am Ende eines Jahres im Vergleich zum Jahresdurchschnittswert rekurriert.

Statistischer Überhang

Formal ist der *statistische bzw. rechnerische Überhang* $\bar{ÜB}$ definiert als prozentuale Differenz zwischen dem Jahresendwert SB_{t+n-1} und dem Jahresdurchschnittswert $(SB_t + \dots + SB_{t+n-1})/n$ einer saison- und kalenderbereinigten Zeitreihe:

$$\bar{ÜB} = \{SB_{t+n-1} / [(SB_t + \dots + SB_{t+n-1})/n]\} \cdot 100 - 100.$$

Dabei bezeichnet n die Anzahl der Abschnitte pro Jahr. Für den Jahresendwert SB_{t+n-1} wird der Wert des vierten Quartals (bei Monatszahlen: der Dezemberwert) eingestellt. Nimmt der Überhang negative Werte an, weil der Jahresendwert kleiner als der Jahresdurchschnittswert ist, so spricht man von *Unterhang*.

Mit Hilfe des Überhangskonzepts können Jahresdurchschnittsraten zu Jahresverlaufsrate direkt in Beziehung gesetzt werden, sofern die bereinigte Zeitreihe im Verlauf des Jahres T hinreichend durch eine Gerade approximiert werden kann. Nach einer aus der Zeitreihenarithmetik hergeleiteten Faustformel gilt nämlich:

$$\text{Jahresdurchschnittsraten (T)} \approx \text{Überhang (T-1)} + 0,5 \cdot \text{Jahresverlaufsrate (T)}$$

Jede Jahresdurchschnittsraten läßt sich in zwei Komponenten zerlegen: Der statistische Überhang mißt das Wachstum, das sich von Mitte bis Ende des Vorjahres $T-1$ ein-

stellt hat. Hinzu kommt die Hälfte des Anstiegs (bzw. des Rückgangs), der sich – gemessen an der Jahresverlaufsrate – im Lauf des Jahres T ergibt. Dieser spiegelt die relative Veränderung der Zeitreihe von der Jahreswende bis zur Mitte des Jahres T wider. Beide Werte zusammengekommen fügen sich approximativ zur Jahresdurchschnittsraten.²³

Wie ist die Formel ökonomisch zu interpretieren? Stagniert z.B. eine Zeitreihe wie die des saison- und kalenderbereinigten Bruttoinlandsprodukts im Verlauf des Jahres T auf dem zum Ende des Vorjahres $T-1$ erreichten Niveau, so würde sich im Jahresdurchschnitt gegenüber dem Vorjahr immer noch ein »Wirtschaftswachstum« in Höhe des statistischen Überhangs ergeben. Die Zunahme der gesamtwirtschaftlichen Produktion resultiert in diesem Fall nicht aus dem konjunkturellen Verlauf des Jahres T , sondern allein aus dem konjunkturellen Anstiegswinkel des Vorjahres. Man kann diesen Effekt am Beispiel einer zweitägigen Bergtour veranschaulichen: Ein Wanderer, der im Laufe des ersten Tages einen Höhenunterschied von 1 000 m überwunden hat und am zweiten Tag ein Hochplateau durchquert, gewinnt dabei gegenüber der *Durchschnittshöhe* des ersten Tages – statistisch gesehen – 500 weitere Höhenmeter.

Würde hingegen das Bruttoinlandsprodukt im Verlauf des Jahres T steigen oder sinken, so fielen die damit verbundene Jahresdurchschnittsraten größer oder kleiner als der statistische Überhang aus. Das Überhangskonzept ist damit für die *Interpretation* einer Konjunkturprognose von zentraler Bedeutung: Ist die prognostizierte Jahresdurchschnittsraten für ein zukünftiges Jahr T größer (oder kleiner) als der statistische Überhang aus dem Jahr $T-1$, so erwartet der Prognostiker im Jahr T – gemessen an der Jahresverlaufsrate – offenbar einen konjunkturellen Anstieg (bzw. Rückgang).

Die formale Präzisierung zwischen der Verlaufs- und der Jahresdurchschnittsraten mit Hilfe der Überhangsrechnung darf jedoch nicht darüber hinwegtäuschen, daß die skiz-

²³ Ein genauerer Zusammenhang zwischen Jahresverlaufs- und Durchschnittsraten einer saison- und arbeitstäglich bereinigten Zeitreihe bei linearem Verlauf im Jahr T ist gegeben durch:

$$JD_T = \{(1 + \bar{ÜB}_{T-1}/100) \cdot [1 + (n+1)/2n \cdot JV_T/100] - 1\} \cdot 100.$$

Dabei bezeichnet JD_T die Jahresdurchschnittsraten im Jahr T , JV_T die Jahresverlaufsrate und n die Zahl der Jahresabschnitte.

Da $\bar{ÜB}_{T-1}/100 \cdot JV_T/100 \approx 0$ ist und $(n+1)/2n \approx 0,5$ gilt, folgt daraus die gesuchte Faustformel: $JD_T \approx \bar{ÜB}_{T-1} + 0,5 \cdot JV_T$. Diese Präzisierung trägt der Tatsache Rechnung, daß der »Jahresendwert« SB_{T-1} nicht exakt zum Jahreswechsel, sondern lediglich als Durchschnitt des letzten Jahresabschnitts gemessen wird. Zur Vereinfachung wird die Jahresdurchschnittsraten JD_T hier nicht aus Ursprungswerten berechnet, sondern aus saison- und kalenderbereinigten Werten. Bei Zeitreihen aus den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen muß in diesem Zusammenhang berücksichtigt werden, daß wegen der unterschiedlichen Gewichte der einzelnen Jahresabschnitte und der von Jahr zu Jahr schwankenden Zahl der geleisteten Arbeitstage die Jahresdurchschnittsraten der Ursprungswerte von jener der saison- und kalenderbereinigten Reihe abweichen kann.

²² In diesem Fall hat die Variable U_t folgenden Zeitpfad

$$U_t = U_0 \cdot (1 + g/100)^t$$

mit g als laufender Rate (in Prozent) von Periode t zu Periode $t-1$.

zierten Zusammenhänge lediglich approximativ gelten. Denn die Verwendung der Faustformel ist eigentlich nur bei linearem Verlauf der saison- und kalenderbereinigten Zeitreihe im Jahr T – hier liegen alle Werte ab dem Endwert des Jahres $T-1$ auf einer Geraden – angemessen. Es kommt hinzu, daß alle Ergebnisse stets von den mathematischen Eigenschaften und Steuerungsoptionen des zugrundegelegten Saisonbereinigungsverfahrens abhängig sind. Wird im Jahr T statt des idealtypischen linearen Verlaufs das Wachstum der saison- und kalenderbereinigten Zeitreihe von Quartal zu Quartal (bzw. von Monat zu Monat) stärker (konvexer Kurvenverlauf), so überzeichnet die angegebene Faustformel – bei jeweils gleicher Jahresverlaufsrate – die korrespondierende Jahresdurchschnittsrate. Umgekehrt wird die Jahresdurchschnittsrate bei konkavem Kurvenverlauf unterschätzt.

Empirischer Vergleich

Eine Gegenüberstellung der verschiedenen Veränderungsrate für das reale Bruttoinlandsprodukt in Deutschland ab 1991 liefert die folgende Tabelle. Erwartungsgemäß zeigen die laufenden Raten die konjunkturellen Umbrüche zeitnäher als der Vorjahresvergleich. Ein Paradebeispiel hierfür ist das Jahr 1995: Hier machte sich im Vorperiodenvergleich die starke konjunkturelle Abkühlung, die aus der Aufwertung der D-Mark in Verbindung mit überhöhten Tarifabschlüssen insbesondere im Metallbereich resultierte, im zweiten Quartal bereits deutlich bemerkbar. Gegenüber dem ersten Quartal des Jahres 1995 betrug die laufende Rate nur noch 0,2%; die Wachstumsrate, die die Veränderung der unbereinigten Originalwerte gegenüber den jeweiligen Vorjahreswerten mißt, wies hingegen noch einen Anstieg um 2,2% aus. Diese »Zunahme« ist aber zum größten Teil auf den starken konjunkturellen Anstieg der gesamtwirtschaftlichen Produktion im vorausgegangenen Jahr zurückzuführen; so lag im Jahresendquartal 1994 das reale Bruttoinlandsprodukt saison- und kalenderbereinigt um 1% über dem Durchschnittswert des Jahres. Entsprechend groß fiel der Überhang aus. Im ersten Vierteljahr 1996 deutete die laufende Rate mit einem Plus von 0,4% (+ 1,5% auf Jahresrate hochgerechnet) auf eine wieder verbesserte Konjunktur hin; gegenüber dem höher gelegenen Vorjahreswert ergab sich jedoch noch ein Rückgang der gesamtwirtschaftlichen Produktion um 0,3%. Im ersten Halbjahr 1999 indizierte der Vorperiodenvergleich korrekt die Wachstumsschwäche in Deutschland: Gegenüber dem Durchschnittswert des zweiten Halbjahres 1998 nahm die gesamtwirtschaftliche Produktion saison- und kalenderbereinigt in diesem Zeitraum mit einer laufenden Rate von lediglich 0,2% zu, was annähernd Stagnation bedeutet, im Ver-

gleich zum Vorjahr ergab sich im Durchschnitt der ersten beiden Quartale 1999 aufgrund des Überhangs in Höhe von 0,4% aber noch ein »Wirtschaftswachstum« von 0,8%. Keine gravierenden Abweichungen gibt es schließlich zwischen den Veränderungsrate der Ursprungswerte und den Veränderungsrate der kalenderbereinigten Werten des Bruttoinlandsprodukts, jeweils gegen den vergleichbaren Vorjahreswert gerechnet. Dies liegt darin, daß sich in der Zeitreihe der gesamtwirtschaftlichen Produktion der Arbeitstageeffekt nur mit etwa 10% niederschlägt.

Der Ex-post-Zusammenhang zwischen Jahresdurchschnittsrate, Jahresverlaufsrate und statistischem Überhang ist naturgemäß etwas lockerer, als ihn die vorgestellte Faustformel prima facie suggeriert. Dies ist keinesfalls überraschend, setzt doch die angegebene Approximation einen linearen Verlauf der saison- und kalenderbereinigten Zeitreihe voraus. Die stark schwankenden laufenden Raten zeigen, daß diese Voraussetzung für die gesamtwirtschaftliche Produktion in der Bundesrepublik in den meisten Jahren nicht gegeben ist. Wegen der Unsicherheiten, die den amtlichen Ergebnissen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen für Deutschland innewohnen (für das Bruttoinlandsprodukt liegt die Fehlermarge gegenwärtig etwa bei $\pm 1/2\%$), kann bei der Interpretation von Konjunkturprognosen die angegebene Faustformel dennoch angewendet werden. In aller Regel werden hier nämlich relativ gleichmäßige Verläufe im Schätzzeitraum unterstellt, sofern nicht dem Prognostiker bereits bekannte Sondereffekte (z.B. Vorzieheffekte, Nachholeffekte, Gesetzesänderungen) für Schwankungen im zukünftigen Zeitreihenverlauf sorgen.

Die Verwendung unterschiedlicher Veränderungsrate trägt dem unterschiedlichen Informationsbedürfnis der Nutzer von Wirtschaftsanalysen und -prognosen Rechnung. Die Veröffentlichung von Raten, die auf erwartete Änderungen von Ursprungswerten gegenüber dem entsprechenden Vorjahreszeitraum abstellen, ermöglicht es dem Leser, die prognostizierten Werte unmittelbar mit den späteren Ist-Ergebnissen der amtlichen Statistik zu vergleichen. Auch wissenschaftliche Treffsicherheitsanalysen von Konjunkturprognosen legen in aller Regel amtliche Originalreihen zugrunde.²⁴ Diese werden zum überwiegenden Teil als Ursprungswerte bzw. als Veränderung zum Vorjahreswert veröffentlicht. Zudem ändern sich Vorjahresvergleiche ex post nur bei Revisionen der Ursprungszahlen

²⁴ Vgl. etwa M.J.M. Neumann, *Die Inflationsprognosen der Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlichen Forschungsinstitute: Sind sie »rational«?*, in: *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 116, 1980, S. 533–550; R. Weichhardt, *Zur Beurteilung von Konjunkturprognosen*, J.C.B. Mohr (Paul Siebeck), Tübingen 1982; M.J.M. Neumann, H.S. Buscher, *Wirtschaftsprognosen im Vergleich: Eine Untersuchung anhand von Rationalitätstests*, in: *ifo Studien*, 1985, S. 183–201 oder J. Döpke, E. Langfeldt, *Zur Qualität von Konjunkturprognosen für Westdeutschland 1976–1994*, *Kieler Diskussionsbeiträge*, 1995, Nr. 247.

Vorjahresvergleich versus Vorperiodenvergleich
Bruttoinlandsprodukt in Preisen von 1995

	Ursprungswerte im Quartal, Jahresergebnis	Kalender- bereinigte Werte	Saison- und kalender- bereinigte Werte	Veränderungen gegen Vorjahr, Jahresdurch- schnittsrate	Arbeitstägliche Rate (a)	Veränderungen gegen Vorperiode (Verlaufsrate), Jahresverlaufs- rate	Laufende Jahresrate (b)	Statistischer Überhang (c)
	Mrd. DM			in %				
1992								
I	840,2	836,0	858,6	3,6	3,4	1,9	7,8	-
II	850,0	880,1	853,9	1,4	1,6	-0,6	-2,2	-
III	860,7	823,9	854,0	2,2	2,2	0,0	0,1	-
IV	870,1	881,8	853,4	1,7	1,4	-0,1	-0,3	-0,2
Jahr	3421,0	-	-	2,2	-	1,3	-	-
1993								
I	816,6	813,8	839,6	-2,8	-2,7	-1,6	-6,3	-
II	841,1	869,8	844,4	-1,0	-1,2	0,6	2,3	-
III	858,5	821,8	849,0	-0,3	-0,3	0,5	2,2	-
IV	867,6	878,6	850,4	-0,3	-0,4	0,2	0,7	0,5
Jahr	3383,8	-	-	-1,1	-	-0,4	-	-
1994								
I	837,1	833,2	860,4	2,5	2,4	1,2	4,8	-
II	860,4	889,6	862,6	2,3	2,3	0,2	1,0	-
III	878,2	840,7	867,7	2,3	2,3	0,6	2,4	-
IV	887,5	901,0	874,9	2,3	2,5	0,8	3,4	1,0
Jahr	3463,2	-	-	2,3	-	2,9	-	-
1995								
I	855,4	850,3	878,6	2,2	2,0	0,4	1,7	-
II	879,1	910,2	880,3	2,2	2,3	0,2	0,8	-
III	890,0	853,0	878,5	1,3	1,5	-0,2	-0,8	-
IV	898,5	904,4	880,1	1,2	0,4	0,2	0,7	0,1
Jahr	3523,0	-	-	1,7	-	0,6	-	-
1996								
I	853,2	851,1	883,3	-0,3	0,1	0,4	1,5	-
II	884,8	918,8	885,3	0,6	0,9	0,2	0,9	-
III	903,7	867,6	890,8	1,5	1,7	0,6	2,5	-
IV	907,9	914,0	892,5	1,0	1,1	0,2	0,8	0,5
Jahr	3549,6	-	-	0,8	-	1,4	-	-
1997								
I	856,0	857,8	891,0	0,3	0,8	-0,2	-0,7	-
II	905,5	937,6	902,5	2,3	2,1	1,3	5,3	-
III	917,7	881,1	903,8	1,5	1,5	0,2	0,6	-
IV	921,9	927,5	908,3	1,5	1,5	0,5	2,0	0,8
Jahr	3601,1	-	-	1,5	-	1,8	-	-
1998								
I	888,9	888,4	918,9	3,8	3,6	1,2	4,7	-
II	915,1	950,2	916,0	1,1	1,3	-0,3	-1,3	-
III	935,6	898,1	921,3	2,0	1,9	0,6	2,3	-
IV	939,0	942,2	923,5	1,9	1,6	0,2	1,0	0,4
Jahr	3678,6	-	-	2,2	-	1,7	-	-
1999								
I	893,8	893,3	922,8	0,6	0,6	-0,1	-0,3	-
II	924,4	958,7	925,2	1,0	0,9	0,3	1,0	-

a) Veränderung der kalenderbereinigten Werte gegenüber dem vergleichbaren Vorjahreszeitraum.
b) Veränderung gegenüber der Vorperiode auf ein volles Jahr hochgerechnet.
c) Prozentuale Differenz zwischen dem Jahresendwert und dem Jahresdurchschnittswert der saison- und kalenderbereinigten Ergebnisse.

durch die statistischen Ämter. Veränderungsdaten aus saison- und kalenderbereinigten Zeitreihenwerten, die sich auf die jeweilige Vorperiode beziehen (z.B. laufende Raten, laufende Jahresraten), zeigen dem Leser die besonders interessante Veränderung der Konjunktur (unter Einschluß der irregulären Komponente); allerdings können sich die Werte und zuweilen auch die Bewegungsrichtung bei der Hinzunahme neuer Ursprungswerte in die zu analysierende Zeitreihe ändern. Dies ist natürlich mißlich, wenn es gilt, laufende Raten zur aktuellen wirtschaftlichen Situation zu ermitteln. Zudem hängen saison- und kalenderbereinigte Zeitreihen von den mathematischen Eigenschaften und Steuerungsoptionen der zugrundegelegten Bereinigungsverfahren ab. Dem Gewinn an Aktualität steht also ein Verlust an Präzision gegenüber; bei der Verwendung von lau-

fenden Jahresraten kommt sogar noch eine deutliche Zunahme der Fehlermargen hinzu, da sich jeder Schätzfehler bei der Hochrechnung auf das volle Jahresergebnis naturgemäß mit der Zahl der Jahresabschnitte potenziert. Laufende Jahresraten sollten daher möglichst nur aus relativ ruhig verlaufenden Reihen ermittelt werden. Letztlich bleibt es freilich dem Leser überlassen, welche Information und damit welches Konzept ihm besonders wichtig ist. Deshalb wird das ifo Institut auch in Zukunft in seinen Konjunkturanalysen und -prognosen für die Bundesrepublik Deutschland und Europa sowohl Vorjahresvergleiche aus Originalwerten einer Zeitreihe als auch Vorperiodenvergleiche aus saison- und kalenderbereinigten Reihen veröffentlichen.

Wolfgang Nierhaus

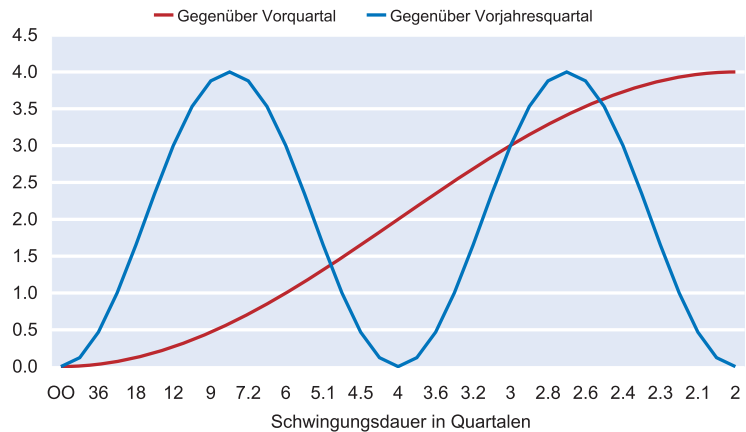
Kürzlich veröffentlichte das Statistische Bundesamt eine Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts (BIP) für das erste Quartal 2005. Demzufolge nahm das saisonbereinigte BIP gegenüber dem Vorquartal um 1% zu. Das Ausmaß des Wachstums überraschte die Fachwelt. Sieht man aber genauer hin, so muss man zur Kenntnis nehmen, dass infolge der Saisonbereinigung die Aussagekraft der Wachstumsrate nur als ziemlich unscharf eingeschätzt werden kann. Die zugehörige Zeitreihe wurde mit dem Verfahren X-12 Arima nach den Vorgaben der Deutschen Bundesbank bereinigt. Dabei spielt die Berücksichtigung unterschiedlicher Arbeitstagezahlen gleicher Quartale eine gewisse Rolle. Wird beispielsweise der dazu verwendete Arbeitstage-Indikator der Bundesbank auch zur Saisonbereinigung mit dem Verfahren des ifo Instituts (ASA-II) herangezogen, so lässt sich mit der bereinigten Reihe ein Wachstum von gut 0,5%, also nur etwa die Hälfte des veröffentlichten Werts, berechnen.

Dass trotz dieser Unschärfe die Darstellungsform der Konjunkturentwicklung bei Analytikern beliebt ist, ist wohl damit zu erklären, dass das Quartalswachstum zum Wachstum des gesamten Jahres hochgerechnet werden kann. Ein weiteres Problem tut der Beliebtheit gleichfalls keinen Abbruch: Mit der Transformation zu Wachstumsraten findet eine Filterung der Reihe statt, die nicht nur, wie beabsichtigt, den Trend oder saisonale Bewegungen der betreffenden Zeitreihe unterdrückt, sondern auch sehr störende Nebenwirkungen auslöst. Insbesondere erfährt gerade die konjunkturelle Dynamik, die hier im Blickpunkt des Interesses steht, eine starke Dämpfung, zusätzlich werden hochfrequente und irreguläre Komponenten verstärkt, was zu einer weiteren Verschleierung der konjunkturellen Information führt, und es findet eine Phasenverschiebung statt.

Die Filterwirkungen der Transformation zu Wachstumsraten (mit Ausnahme der Phasenverschiebung) verdeutlicht die Amplitudenfunktion wie sie in Abbildung 1 dargestellt ist. Dort sind die systematischen Komponenten einer Zeitreihe aus Quartalswerten durch ihre Schwingungsdauer gekennzeichnet, während die irreguläre Komponente sich über das gesamte Spektrum verteilt. Die Amplitudenfunktion ist als ein Faktor zu verstehen, mit dem die Amplitude einer Komponente infolge der Filterung multipliziert wird. Demnach zeigt ein Wert von 0 eine vollständige Unterdrückung der betreffenden Komponente an, der Wert 1 signalisiert keine Wirkung und ein Wert größer als 1 eine Verstärkung der Dynamik der betroffenen Komponente.

Die beiden Wachstumsraten beziehen sich auf zwei unterschiedliche Basisquartale; auf das Vorquartal und auf das

Abb. 1
Amplitudenfunktion von Wachstumsraten

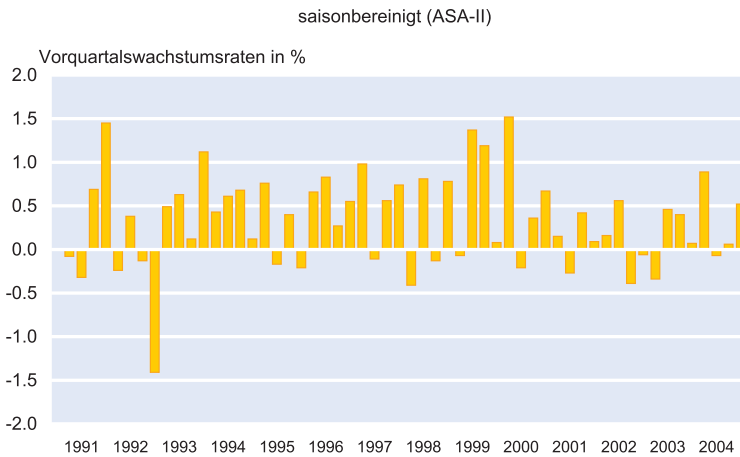


Quelle: Statistisches Bundesamt; Berechnungen des ifo Instituts.

Vorjahresquartal. Der Bezug auf das Vorquartal ist die hier interessantere Transformation. Die zugehörige Amplitudenfunktion signalisiert, dass zwar ein Trend unterdrückt wird, jedoch erfährt auch die konjunkturelle Dynamik eine mehr oder weniger starke Dämpfung, legt man nach Baxter und King (1995) die Grenze zwischen Trend und Konjunkturkomponente auf 32 Quartale und die Untergrenze des konjunkturellen Schwingungsbereichs auf sechs Quartale. Von der konjunkturellen Grundschwingung, die im Allgemeinen im Bereich von 18 bis 32 Quartale liegt, bleibt sogar nur etwa ein Zehntel der ursprünglichen Dynamik erhalten, während konjunkturelle Oberschwingungen relativ weniger gedämpft an Bedeutung gewinnen. Die Verstärkung der saisonalen Bewegungen stört hier nicht weiter, weil die Reihe vorab saisonbereinigt wurde. Aber es stört gewaltig, dass sowohl hochfrequente als auch irreguläre Bewegungsanteile verstärkt werden. Insgesamt gesehen spiegelt der Filter-Output nur sehr eingeschränkt die konjunkturelle Dynamik der behandelten Reihe wider, wie ein Blick auf die Abbildung 2 zeigt. Dort wird die entsprechend transformierte saisonbereinigte Reihe des realen Bruttoinlandsprodukts dargestellt.

Jahreswachstumsraten haben zumindest den Vorteil, dass sie ohne eine vorgeschaltete Saisonbereinigung auskommen, weil eine einfache Form einer solchen Bereinigung in den Filter integriert ist. Entsprechend fehlt dem Filterergebnis die oben beschriebene Unschärfe. Die zugehörige Amplitudenfunktion in Abbildung 1 verdeutlicht den Doppelfekt von Trend- und Saisonbereinigung. Im konjunkturellen Bereich überwiegen nun Verstärkungseffekte, Gleiches gilt für die hochfrequenten Komponenten und für große Teile der irregulären Bewegungen. Auch die Transformation zu Jahreswachstumsraten ist demnach weit entfernt von einem idealen Filter, dessen Amplitudenfunktion für die zu unterdrückenden Frequenzbereiche 0 und für alle anderen Be-

Abb. 2
Reales Bruttoinlandsprodukt



Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

reiche 1 anzeigt. Ein weiteres Problem ist, dass die beiden untersuchten Wachstumsraten gravierende Phasenverschiebungen verursachen. Verantwortlich für diese ungünstigen Nebenwirkungen ist der asymmetrische Charakter dieser Filter. Mit diesem Charakter ist aber auch ein Vorteil verbunden: Solche Filter liefern am aktuellen Reihenrand stabile Schätzwerte in dem Sinne, dass neu hinzukommende Reihewerte die bisherigen Schätzungen nicht verändern. Der Vorteil wird aber durch die Nebenwirkungen mehr als ausgeglichen. Insbesondere verbietet es sich, die Transformation zu Jahreswachstumsraten als ein einfaches Saisonbereinigungsverfahren zu betrachten. Noch wichtiger ist aber, dass die Interpreten des Filter-Outputs die Nebenwirkungen mit in ihre Analyse einbeziehen.

Literatur

Baxter, M. und R.G. King (1995), »Measuring business cycles. Approximate band-pass filters for economic time series«, *NBER Working Paper* 5022.

Kapitel 3

Wachstum und Konjunktur in der längerfristigen Perspektive

Wachstum und Konjunktur in OECD-Ländern:

Eine langfristige Perspektive

28

Harm Bandholz, Gebhard Flaig und Johannes Mayr

Gemessen an der Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts weist Deutschland im internationalen Vergleich in den letzten Jahren eine besonders schlechte wirtschaftliche Performance auf. In diesem Beitrag untersuchen wir, ob dies eher eine ungünstige konjunkturelle Entwicklung widerspiegelt oder ob sich dahinter eine langfristige Wachstumsschwäche verbirgt. Dazu werden mit Hilfe eines Strukturellen Zeitreihenmodells für verschiedene OECD-Länder von 1950 bis 2004 die Beiträge von Konjunktur und langfristigem Trend zu den Wachstumsraten des Bruttoinlandsprodukts ermittelt. Die Ergebnisse zeigen, dass die Trendwachstumsrate seit den fünfziger Jahren in allen analysierten Ländern zurückging. Besonders stark war aber der Rückgang in Deutschland, wo die aktuelle Trendwachstumsrate zurzeit lediglich 1,1% beträgt und damit den niedrigsten Wert unter allen hier betrachteten Ländern annimmt. Die Stagnationsphase der letzten Jahre ist auch das Resultat der schlechten konjunkturellen Entwicklung. Da diese aber im internationalen Vergleich nicht wesentlich anders verlief als in anderen Ländern, ist die enttäuschende Wachstumsperformance in Deutschland vor allem auf die niedrige langfristige Trendwachstumsrate zurückzuführen.

Für die Beurteilung der konjunkturellen Situation eines Landes wird oft die Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts herangezogen. So werden beispielsweise in der aktuellen Diskussion die niedrigen Wachstumsraten der letzten Jahre von vielen als Beleg dafür gesehen, dass sich Deutschland im Vergleich sowohl mit früheren Entwicklungen als auch mit der Situation in anderen Ländern in einer außergewöhnlich schlechten konjunkturellen Lage befindet.

Dabei wird aber ignoriert, dass Wachstumsraten nur dann ein sinnvoller Maßstab für die konjunkturelle Entwicklung sind, wenn in einem intertemporalen Vergleich innerhalb eines Landes die langfristige Trendwachstumsrate über die Zeit konstant ist bzw. wenn in einem internationalen Vergleich die Trendwachstumsraten der verschiedenen Länder identisch sind. Wenn aber – wie unsere späteren empirischen Ergebnisse zeigen – die aktuelle Trendwachstumsrate in den USA 3,1% beträgt und diejenige in Deutschland nur 1,1%, dann hätten wir in den beiden Ländern nur dann dieselbe konjunkturelle Entwicklung, wenn die tatsächliche Wachstumsrate des BIP in den USA 2 Prozentpunkte höher wäre als die in Deutschland. Erst wenn die BIP-Wachstumsrate in den USA um mehr als 2 Prozentpunkte höher ist, befinden sich die USA in einer günstigeren konjunkturellen Entwicklung als Deutschland.

Diese Überlegungen zeigen, dass für eine sinnvolle und zuverlässige Diagnose der konjunkturellen Entwicklung anhand von Wachstumsraten immer auch eine Abschätzung der zugrunde liegenden Trendwachstumsrate notwendig ist. Dies ist auch erforderlich, wenn man anstelle von Wachstumsraten die so genannte Outputlücke (output gap) als Maßstab für die Konjunkturentwicklung heranzieht: Definitionsgemäß ist die Outputlücke die prozentuale Abweichung der tatsächlichen Produktion von ihrem Trendwert. Da der Trend des realen Bruttoinlandsprodukts approximativ das Produktionspotential einer Volkswirtschaft widerspiegelt, ist das Trendwachstum nicht nur für die Bestimmung der konjunkturellen Lage, sondern auch für die Abschätzung der mittelfristigen Wachstumsperspektiven und damit für viele wirtschaftspolitische Problemstellungen von zentraler Bedeutung.

In diesem Beitrag analysieren wir mit Hilfe eines Strukturellen Zeitreihenmodells die Beiträge von Trend und Konjunktur zur Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts in einigen größeren OECD-Ländern im Zeitraum von 1950 bis 2004. Unsere besondere Aufmerksamkeit gilt dem internationalen Vergleich der Entwicklung der langfristigen Trendwachstumsraten. Die empirische Analyse liefert aber auch einige Hinweise darauf, wie die konjunkturelle Situation der letzten Jahre in den verschiedenen Ländern einzuschätzen ist.

In den nächsten beiden Abschnitten diskutieren wir das von uns benutzte ökonometrische Verfahren und erläutern die Daten. Danach präsentieren wir die Schätzergebnisse und ziehen daraus einige Schlussfolgerungen.

Das ökonometrische Modell

Die Extraktion der unbeobachteten Trend- und Zykluskomponenten aus der beobachteten Zeitreihe des realen BIP ist keine triviale Aufgabe. In der Literatur wurden eine ganze Reihe verschiedener Ansätze vorgeschlagen (für einen Überblick vgl. beispielsweise Canova 1998; SVR 2003). Die populärsten Methoden dürften der Hodrick-Prescott-Filter (Hodrick und Prescott 1997), der Baxter-King-Filter (Baxter und King 1999) und der Rotherberg-Filter (Rotherberg 1999) sein. Auch wenn diese Verfahren in vielen Fällen plausible Ergebnisse liefern, weisen sie unter methodischen Gesichtspunkten doch eine Reihe schwerwiegender Probleme auf. Beispielsweise bestimmt der Hodrick-Prescott-Filter den Trendverlauf so, dass einerseits der geschätzte Trend nicht zu weit von der beobachteten Zeitreihe abweichen darf und dass andererseits der Trendverlauf »glatt« sein soll. Das relative Gewicht dieser beiden Elemente der Zielfunktion wird durch einen Glättungsparameter gesteuert, der aprioristisch ohne Rücksicht auf die stochastischen Eigenschaften der jeweiligen Zeitreihe vorgegeben wird. Dadurch entsteht die Gefahr, dass künstliche Zyklen erzeugt werden (vgl. etwa Cogley und Nason 1995 oder Harvey und Jaeger 1993), was auch unerwünschte Effekte auf die Schätzung der Trendkomponente haben kann.

In diesem Beitrag verwenden wir für die Schätzung der Trend- und Zykluskomponenten des realen BIP ein Strukturelles Zeitreihenmodell (für eine ausführliche Darstellung vgl. Harvey 1989; für eine Einführung vgl. Flaig 2003). Strukturelle Zeitreihenmodelle basieren auf interpretierbaren und wohldefinierten Spezifikationen für die unbeobachteten Komponenten der Zeitreihe und erlauben eine flexible Modellierung von speziellen Sachverhalten, wie beispielsweise Ausreißern. Der größte Vorteil dieses Ansatzes im Vergleich zu den oben genannten ad-hoc-Filtern besteht darin, dass die Modellparameter ökonometrisch geschätzt und nicht a priori vorgegeben werden. Das resultierende Modell ist damit den Daten optimal angepasst und ermöglicht Tests auf eine adäquate Spezifikation.

Im Folgenden zerlegen wir die logarithmierte Zeitreihe des realen Bruttoinlandsprodukts verschiedener Länder additiv in ihre Trend-, Zyklus- und irreguläre Komponente:

$$(1) y_t = T_t + C_t + I_t$$

Jede dieser Komponenten wird als ein stochastisches Zeitreihenmodell spezifiziert (für die genaue mathematische For-

mulierung des Modells siehe Anhang). Damit lassen sich a-priori-Vorstellungen über die »Natur« dieser Komponenten effizient in die Modellformulierung einbeziehen.

Die Trendkomponente T beschreibt die langfristige Entwicklung der Produktion. Wir wählen als Spezifikation das so genannte »smooth trend«-Modell (vgl. Harvey 2000). Dabei ist der Trendwert in einer bestimmten Periode gleich seinem Wert in der Vorperiode plus einer Veränderungsrate (drift). Dieser drift-Term folgt einem random walk. Damit lassen wir explizit zu, dass sich die langfristige Wachstumsrate permanent ändern kann, ohne dass wir aprioristisch festlegen müssen, wann und in welchem Ausmaß solche »Trendbrüche« auftreten.

Die Konjunktur- oder Zykluskomponente C beschreibt die mehrjährigen Schwankungen der Produktion um den langfristigen Trend. Die zyklische Komponente spezifizieren wir als Summe von zwei Unterzyklen. Dahinter steht die Idee der klassischen Konjunkturtheorie (vgl. beispielsweise Schumpeter 1939), dass der Konjunkturzyklus durch die Überlagerung eines kurzen (Kitchin-) und eines langen (Juglar-)Zyklus entsteht. Unabhängig von inhaltlichen Vorstellungen, beispielsweise über Lager- und Investitionszyklen, ermöglicht die gewählte Spezifikation eine flexible Modellierung des konjunkturellen Verlaufs, etwa in Form von asymmetrischen Auf- und Abschwüngen.

Unsystematische Veränderungen des realen Bruttoinlandsprodukts werden mit der irregulären Komponente I erfasst. Die Irreguläre ist im Grundmodell eine reine Zufallsvariable. Falls jedoch ein geschätzter Wert der Irregulären und/oder des Prognosefehlers außergewöhnlich groß ist, fangen wir dies durch einen Ausreißerterm in Form einer Dummy-Variablen auf.

Daten

Da hier Trend und Zyklus der wirtschaftlichen Entwicklung verschiedener Volkswirtschaften im Zeitverlauf analysiert und verglichen werden, wird eine Maßzahl der Produktion benötigt, die sowohl in der zeitlichen Entwicklung als auch in der internationalen Gegenüberstellung aussagekräftig bleibt. Als Maßstab der realen Wirtschaftsentwicklung einer Volkswirtschaft verwenden wir das reale Bruttoinlandsprodukt. Um einen international aussagekräftigen Vergleich der Ergebnisse zu erreichen, werden neben den großen europäischen Volkswirtschaften Deutschland, Frankreich, Italien und Großbritannien ferner die USA und Japan sowie das Aggregat Euroraum (ohne Deutschland) in die Studie aufgenommen. Für die Schätzungen verwenden wir Jahresdaten der OECD-Länder für den Zeitraum von 1950 bis 2003, berechnet in US-Dollar des Basisjahres 1999, auf die das Konzept der Kaufkraftparitäten angewendet ist. Da die ver-

wendete Datenbank lediglich Zeitreihen bis einschließlich des Jahres 2003 umfasst, werden für das Jahr 2004 die Prognosen des ifo Instituts (Stand: Januar 2005) herangezogen.

Um bei der Zusammenfassung der BIP-Daten einzelner Länder zu Aggregaten von Ländergruppen, wie der Eurozone, eine Verzerrung der Zeitreihen durch die relativ volatilen Entwicklungen der Wechselkurse zu vermeiden, benutzen wir das Konzept konstanter Kaufkraftparitäten. Anstelle der Wechselkurse werden dabei international vergleichbare Messziffern zum Vergleich der Kaufkraft verwendet. Ausgedrückt in der Kaufkraft des US-Dollar, sind diese definiert als die zum Kauf einer bestimmten Menge an Gütern und Leistungen erforderlichen Währungseinheiten eines Landes. Die aktuellen Benchmark-Ergebnisse der Kaufkraftparitäten, die alle drei Jahre veröffentlicht werden, spiegeln die Preisnotierungen eines Warenkorbes wider, der ungefähr 3000 vergleichbare und repräsentative Güter und Dienstleistungen umfasst, aus denen sich das Bruttoinlandsprodukt eines Landes zusammensetzt. Da auch im Rahmen der Berechnung der Kaufkraftparitäten auf das Konzept eines Basisjahres zurückgegriffen wird, bezeichnet man die resultierenden Werte als auf konstanten Kaufkraftparitäten beruhend.

Die auf diesem Weg ermittelten Werte der Bruttoinlandsprodukte bilden die Basis der vorliegenden Studie und sind der Datenbank GGDC Total Economy der Universität Groningen entnommen. Diese geht für den Zeitraum bis 1990 überwiegend auf die Arbeit von Angus Maddison zurück und basiert seit 1991 auf eigenen Forschungsarbeiten des Groningen Growth and Development Centre (vgl. Growth and Development Centre and The Conference Board 2004). Es sei darauf hingewiesen, dass durch die Umrechnung mit Kaufkraftparitäten der Verlauf des realen BIP innerhalb eines Landes nicht berührt wird.

Durch die Wiedervereinigung tritt für Deutschland ein Bruch in der Datenreihe auf. Die Ursprungszahlen beziehen sich bis 1990 auf Westdeutschland und ab 1991 auf Gesamtdeutschland. Um den Sprung im Jahre 1991 zu eliminieren, wurden die westdeutschen Daten vor 1991 mit dem Verhältnis BIP Westdeutschland zu BIP Gesamtdeutschland im Jahre 1991 multipliziert. Die Zeitreihe des Euroraumes wird durch einfache Aufsummierung der Zeitreihen des realen Bruttoinlandsprodukts zu konstanten Kaufkraftparitäten der einzelnen Mitgliedstaaten gebildet.

Die Daten für das reale japanische BIP sind mit der traditionellen Methode einer Festpreisbasis preisbereinigt worden. Seit Ende letzten Jahres berechnet das japanische statistische Amt (ESRI) das reale BIP unter Verwendung der Vorjahrespreisbasis. Nach der neuen Methode ist die Wachstumsrate des realen BIP um ungefähr einen Prozentpunkt

niedriger. Um Konsistenz zu gewährleisten, wird für Japan die nach aktualisierter Berechnungsgrundlage prognostizierte Wachstumsrate des Jahres 2004 um einen Prozentpunkt auf 3,6% erhöht. Alle Resultate für die Trendwachstumsrate, die wir im Folgenden für Japan beschreiben, sind mit den Daten der »neuen« Methodik nicht mehr voll vergleichbar und müssen tendenziell nach unten korrigiert werden.

Empirische Ergebnisse

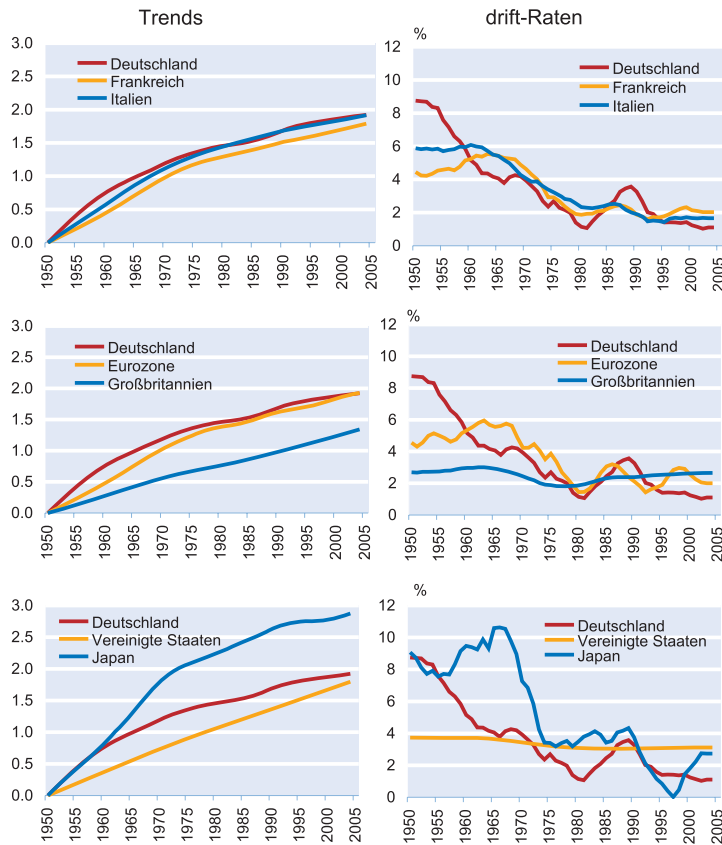
Trend und langfristige Wachstumsraten

Die langfristige Entwicklung des jeweils betrachteten Bruttoinlandsprodukts wird in Gleichung (1) durch die Trendkomponente T repräsentiert. Die linken Graphiken der Abbildung 1 zeigen den Verlauf der geschätzten Trendkomponenten für die sechs untersuchten Staaten sowie die Eurozone ohne Deutschland von 1950 bis einschließlich 2004. Die Zeitreihen sind sämtlich logarithmiert und zwecks graphischer Vergleichbarkeit im Jahr 1950 auf null normiert. Als Referenz findet sich in jeder Graphik die langfristige Entwicklung von Deutschland; sie wird jeweils den Trendkomponenten zweier anderer Länder gegenübergestellt. Als zusätzliche Information zeigen die rechten Graphiken in Abbildung 1 die so genannten drift-Komponenten. Diese ergeben sich gemäß Gleichung (A2) als erste Differenz der Trendkomponente und sind mithin als Wachstumsrate des Trends und damit als langfristige Wachstumsrate oder Potentialrate des Bruttoinlandsprodukts zu interpretieren. Zur Beschreibung der wirtschaftlich langfristigen Entwicklung eines Landes ist die Betrachtung beider Zeitreihen – des Trends und seiner Wachstumsrate – erforderlich. So weist beispielsweise in Deutschland der Trend darauf hin, dass das Bruttoinlandsprodukt seit 1950 (mit Ausnahme der Vereinigten Staaten) stärker gewachsen ist als die Produktion in sämtlichen anderen betrachteten Staaten. Gleichzeitig zeigt aber der zeitliche Verlauf des drift-Terms, dass dieses dominante Wachstum lediglich aus der Nachkriegszeit und der Periode des deutschen »Wirtschaftswunders« resultiert. Spätestens seit Ende der siebziger Jahre wächst die wirtschaftliche Aktivität in Deutschland zumindest nicht mehr schneller als in den anderen Ländern, und seit Ende der neunziger Jahre weist der langfristige Trend in Deutschland sogar die geringste Wachstumsrate unter den hier analysierten Ländern auf.

Eine detaillierte Betrachtung des Trendwachstums in Deutschland zeigt, dass hierzulande Anfang der fünfziger Jahre, bedingt durch den Aufholprozess im Zuge des Wiederaufbaus, Wachstumsraten von knapp 9% verzeichnet werden konnten. Im Laufe der fünfziger Jahre ging die langfristige Wachstumsrate auf knapp 6% zurück. Dieser Rückgang setzte sich Anfang der sechziger Jahre zunächst weiter fort, wobei sich das langfristige Wachstum in dieser Zeit aber weiterhin mit einer aus heutiger Sicht phantastischen

Abb. 1

Trends und langfristige Wachstumsraten in OECD-Ländern



Quelle: GGDC (2004); eigene Berechnungen.

Rate von etwa 4% vollzog. Eine deutliche Verlangsamung des Wachstums begann Anfang der siebziger Jahre. Bis zum Jahr 1982 sank die Potentialrate auf 1,1% ab. Die Tatsache, dass dieser Wachstumsrückgang bereits 1970 begann, zeigt, dass nicht, wie allgemein propagiert, allein die Ölkrise für die deutliche Wachstumsverlangsamung und den einhergehenden Anstieg der Arbeitslosigkeit Mitte der siebziger und Anfang der achtziger Jahre verantwortlich waren. Vielmehr scheinen die damaligen Ölpreisanstiege lediglich eine Tendenz verstärkt zu haben, die bereits zuvor durch andere strukturelle Faktoren ausgelöst worden ist. In einer anschließenden Erholung erhöhte sich die Potentialrate bis 1989 noch einmal auf beachtliche 3,6%. Auch diese Beobachtung zeigt, dass die allgemein als »Wiedervereinigungsboom« bezeichnete Expansion im Vorfeld der deutschen Einheit nur deshalb so dynamisch ausgefallen ist, weil sie zusätzlich durch langfristige Wachstumstendenzen unterstützt wurde. Zu Beginn der

neunziger Jahre verlangsamte sich das Trendwachstum abrupt und fiel innerhalb von nur fünf Jahren von 3,3% (1990) auf 1,4% (1995). Der Rückgang des Trendwachstums setzte sich seitdem, wenn auch deutlich verlangsamt, bis in die Gegenwart fort. Mit einer aktuellen langfristigen Rate von 1,1% wächst die deutsche Wirtschaft im Trend in etwa so langsam wie Anfang der achtziger Jahre. Neu und durchaus besorgniserregend an der aktuellen Situation ist allerdings die Persistenz dieses niedrigen Wachstumstempos. Tabelle 1 fasst die getroffenen Aussagen und die Informationen aus dem Verlauf der geschätzten Trendrate numerisch zusammen. Es zeigt sich auch dort, dass die Potentialrate des deutschen Bruttoinlandsprodukts seit Beginn der Beobachtungsperiode sukzessive von 6% (1950–1969) über 2,5% (1970–1989) und 1,9% (1990–1999) auf nunmehr 1,1% (2000–2004) gesunken ist.

Etwa ebenso stark wie in Deutschland ist das Bruttoinlandsprodukt über die vergangenen 55 Jahre in Italien gewachsen. Auch dort basiert die insgesamt starke Zunahme der Produktion primär auf den hohen langfristigen Wachstumsraten während der fünfziger und den frühen sechziger Jahren. Abbildung 1 belegt aber, dass die Entwicklung in Italien deutlich glatter verlief als in Deutschland. Nach einem maximalen Anstieg von gut 6% im Jahr 1960 verlangsamte sich das Wachstum bis zum Jahr 1995 auf 1,4%. Während es in der ersten Hälfte der achtziger Jahre (1982–1986) eine vorübergehende Unterbrechung dieser Tendenz mit sogar einer leichten Erholung der Potentialraten gab, war diese Entwicklung sicht-

Tab. 1
Langfristige Wachstumsraten in OECD-Ländern
(Periodendurchschnitte; Angaben in Prozent)

	1950–1969	1970–1989	1990–1999	2000–2004
Deutschland	6,0	2,5	1,9	1,1
Frankreich	4,9	2,6	1,9	2,1
Italien	5,6	2,8	1,6	1,7
Eurozone (ohne Deutschland)	5,2	2,9	2,2	2,2
Nachrichtlich: Eurozone	5,4	2,8	2,1	2,0
Großbritannien	2,8	2,1	2,5	2,6
Vereinigte Staaten	3,7	3,2	3,1	3,1
Japan	9,0	4,2	1,5	2,4

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

bar weniger ausgeprägt und deutlich kürzer als die zur selben Zeit in Deutschland eintretende Wachstumsbeschleunigung. Anders als in Deutschland hat sich aber in Italien der Wachstumspfad seit Mitte der neunziger Jahre stabilisiert. Das Bruttoinlandsprodukt wächst seit 1997 mit einer erstaunlich konstanten langfristigen Rate von 1,7%.

Eine ähnliche Entwicklung wie Italien zeigt Frankreich. Lediglich zu Beginn des Beobachtungszeitraums ist die drift-Rate mit Werten um 4,5 bis 5% deutlich niedriger als in Italien oder gar Deutschland, was dazu führt, dass sich die Trendkomponente für das französische Bruttoinlandsprodukt seit 1950 ständig unterhalb der seiner großen europäischen Nachbarn bewegt. Abgesehen von diesem geringeren Wachstum während der fünfziger Jahre verläuft die Potentialrate des französischen Bruttoinlandsprodukts sehr ähnlich wie die der italienischen Produktion. Nach maximalen 5,5% im Jahr 1963 verlangsamte sich das Wachstum während der nächsten 20 Jahre bis auf 1,9% im Jahr 1980. Seitdem schwankt der Anstieg der Trendkomponente in Frankreich um einen Wert von etwa 2%. Auf genau diese Rate ist das Wachstum nach zwei dynamischeren Phasen (1987 und 1999) und einer vorübergehenden Schwächeperiode (1992) im Jahr 2002 wieder eingeschwenkt. Frankreich weist damit seit 1994 das kräftigste Potentialwachstum des Bruttoinlandsprodukts unter den drei größten Volkswirtschaften der Eurozone auf.

Die Trendkomponente des aggregierten Bruttoinlandsprodukts in der Eurozone (ohne Deutschland) wird maßgeblich durch die bereits beschriebenen Verläufe in Frankreich und Italien bestimmt. Abbildung 1 zeigt, dass sich das langfristige Produktionswachstum in der Eurozone – wie in Frankreich – in den fünfziger Jahren zunächst sukzessive beschleunigt hat. Nach dem maximalen Wert von 6,0% im Jahr 1963 verlangsamte sich der Anstieg in den folgenden zwei Dekaden bis auf mäßige 1,4% im Jahr 1980. Wie in Deutschland, Frankreich und Italien, die ebenfalls einen unteren Wendepunkt ihrer langfristigen Wachstumsraten in den Jahren 1980–1982 erfahren haben, beschleunigte sich der Anstieg des permanenten Bruttoinlandsprodukts in der Eurozone in den folgenden Jahren. Im Jahr 1986 betrug die Potentialrate wieder stattliche 3,2%, bevor sie sich 1992 auf erneut 1,4% reduzierte, um schließlich bis zum Jahr 1998 wieder auf 3,0% anzuwachsen. Als Folge einer Verlangsamung über die Jahrtausendwende hinweg liegt die langfristige Wachstumsrate des Bruttoinlandsprodukts in der Eurozone (ohne Deutschland) in den Jahren 2003 und 2004 bei 2,0%. Der Vergleich mit Deutschland zeigt, dass sich die Potentialraten von Eurozone und Deutschland nach 1993 entkoppelt haben. Während sich in dieser Zeit die Tendenz in der Eurozone aufhellte und im Jahr 1998 sogar eine langfristige Wachstumsrate von 3,0% erreicht wurde, blieb der Anstieg in Deutschland bei Raten von 1,0 bis 1,4% bescheiden. So liegt die langfristige Wachstumsrate in der Eurozo-

ne trotz der jüngsten Verlangsamung zurzeit weiterhin um knapp einen Prozentpunkt oberhalb derer in Deutschland.

Ein völlig anderes Wachstumsbild als in den bisher betrachteten Volkswirtschaften der Eurozone zeigt sich in Großbritannien, wo die drift-Rate deutlich glatter verläuft. Insbesondere konnte die britische Volkswirtschaft in den fünfziger und sechziger Jahren nicht mit dem äußerst hohen Potentialwachstum von Deutschland, aber auch nicht mit dem der Eurozone mithalten. Entsprechend fiel auch der Rückgang der Wachstumsraten während der späten sechziger und siebziger Jahre weniger deutlich aus. Nach maximalen 3,0% im Jahr 1963 verringerte sich der Anstieg um »lediglich« 1,2 Prozentpunkte auf ein Tief von 1,8% im Jahr 1977 (zum Vergleich: in Deutschland betrug der Rückgang zwischen 1950 und 1981 7,6 Prozentpunkte). Ende der siebziger Jahre begann sich das langfristige Wachstum wieder zu beschleunigen. Mit aktuell 2,7% wächst die Produktion in Großbritannien derzeit im Trend um 0,7 Prozentpunkte schneller als in der Eurozone (ohne Deutschland) und sogar um 1,6 Prozentpunkte schneller als in Deutschland. Trotz dieser aktuell erheblichen Wachstumsvorteile verläuft der britische Wachstumstrend seit 1950 noch deutlich unterhalb derer von Deutschland und der Eurozone. Ursächlich dafür ist das angesprochene, weniger dynamische Wachstum zwischen 1950 und 1980. Die aktuelle Entwicklung wird aber dafür Sorge tragen, dass sich die in der Vergangenheit akkumulierten Differenzen in der Zukunft weiter verringern werden.

Augenscheinlich noch weniger volatil als in Großbritannien zeigt sich der zeitliche Verlauf der drift-Rate in den Vereinigten Staaten. Bei einem maximalen Wert von 3,7% im Jahr 1950 und einem Minimum von 3,0% im Jahr 1989 beträgt die Amplitude für den gesamten Beobachtungszeitraum von 1950 bis 2004 lediglich 0,7 Prozentpunkte. Auch das Verlaufsmuster ist deutlich glatter. Während die Potentialraten in den zuvor betrachteten europäischen Ländern vor allem in den neunziger Jahren wiederholt zwischen Phasen höheren und niedrigeren Wachstums schwankten, gab es in den Vereinigten Staaten lediglich einen einzigen derartigen Übergang. So verringerten sich die langfristigen Wachstumsraten nach 1970 von durchschnittlich 3,7% (vgl. Tab. 1) auf 3,1% (Flaig 2001a und 2001b zeigt, dass es einen statistisch signifikanten Übergang von hohen auf niedrige Wachstumsraten Anfang der siebziger Jahre gibt). Bei einer Fortschreibung der aktuellen langfristigen Wachstumsraten in den Vereinigten Staaten und Deutschland würde das Wachstumsdifferential von 2 Prozentpunkten die seit den fünfziger Jahren klaffende Lücke im Trend zwischen Deutschland und den Vereinigten Staaten innerhalb der nächsten sechs Jahre vollständig schließen.

Im völligen Gegensatz zu den Vereinigten Staaten verlaufen langfristiger Trend und Potentialrate in Japan, wo sich letz-

tere zwischen 1950 und 1997 in zwei Schritten erheblich von stattlichen 10,3% (1966) auf 0,0% (1997) reduziert hat. Die erste Phase der Wachstumsverlangsamung erfolgte zwischen 1966 und 1974. Hier verringerte sich der Trendanstieg von 10,3 auf 3,4%. Nach einer – für japanische Verhältnisse – Periode relativer Konstanz, in der sich die Potentialraten wieder bis auf 4,4% erhöhen konnten, erfolgte zwischen 1989 und 1997 die zweite Phase der Verlangsamung, die gegen Ende der Asienkrise in einer absoluten Stagnation des langfristigen Wachstums endete. Seitdem hat sich aber das Potentialwachstum in Japan deutlich erholt; es schwankt seit 2002 um einen Wert von 2,7 bis 2,8% und liegt damit deutlich höher als bei den hier betrachteten Staaten der Eurozone und auch leicht höher als in Großbritannien. An dieser Stelle sei noch einmal darauf hingewiesen, dass sich die angegebenen Potentialraten auf das Bruttoinlandsprodukt beziehen, das nach der alten Systematik, d.h. zu Festpreisbasis, bereinigt wurde. Nach der seit Dezember 2004 geltenden Preisbereinigungsmethode anhand eines Kettenpreisindizes fallen die Wachstumsraten um etwa einen Prozentpunkt niedriger aus. Darüber hinaus hat das Statistische Amt Japans in der Vergangenheit die VGR-Daten am aktuellen Rand wiederholt und zum Teil drastisch revidiert. Derartige Revisionen könnten ex post dazu führen, dass die hier getroffenen Aussagen über die positive Entwicklungstendenz relativiert werden müssten. Bei aller Unsicherheit am aktuellen Rand deuten aber unsere Schätzergebnisse darauf hin, dass sich in Japan die Trendwachstumsrate in den letzten Jahren erhöht hat und inzwischen höher sein dürfte als in Deutschland.

Zyklische Komponenten

Die zyklische Komponente C beschreibt die mehr oder weniger regelmäßigen Schwankungen des Bruttoinlandsprodukts um seinen langfristigen Trend. Unterschiedliche Spezifikationstests haben ergeben, dass eine aus zwei Zyklen bestehende Spezifikation das zyklische Verhalten des Bruttoinlandsprodukts in den betrachteten Ländern gut erfasst. Tabelle 2 gibt die geschätzten Zykluslängen für die sechs betrachteten Länder sowie die Eurozone (ohne Deutschland) wieder. Beide identifizierten Zyklen lassen sich im Sinne der klassischen Konjunkturtheorie (vgl. Schumpeter 1939) interpretieren. Der kürzere Zyklus hat in sämtlichen Volkswirtschaften eine Länge von jeweils drei bis fünf Jahren und entspricht somit dem Kitchin-Zyklus. Der längere Zyklus korrespondiert mit dem Juglar-Zyklus, dessen Schwingungsdauer zwischen sieben und zwölf Jahren liegt. Eine Ausnahme bildet der zweite Zyklus in den Vereinigten Staaten, dessen Länge auf 17 Jahre geschätzt wird. Dieses Problem trat auch schon bei anderen Studien auf (vgl. bspw. Harvey, Trimbur und

Tab. 2
Länge konjunktureller Zyklen in OECD-Ländern
(Angaben in Jahren)

	Zyklus 1	Zyklus 2	Ausreißer
Deutschland	4,4	8,8	–
Frankreich	3,1	9,6	–
Italien	5,4	8,4	1975
Eurozone (ohne Deutschland)	5,5	8,9	–
Großbritannien	5,2	12,4	1974
Vereinigte Staaten	4,1	17,6	–
Japan	4,6	9,1	1974

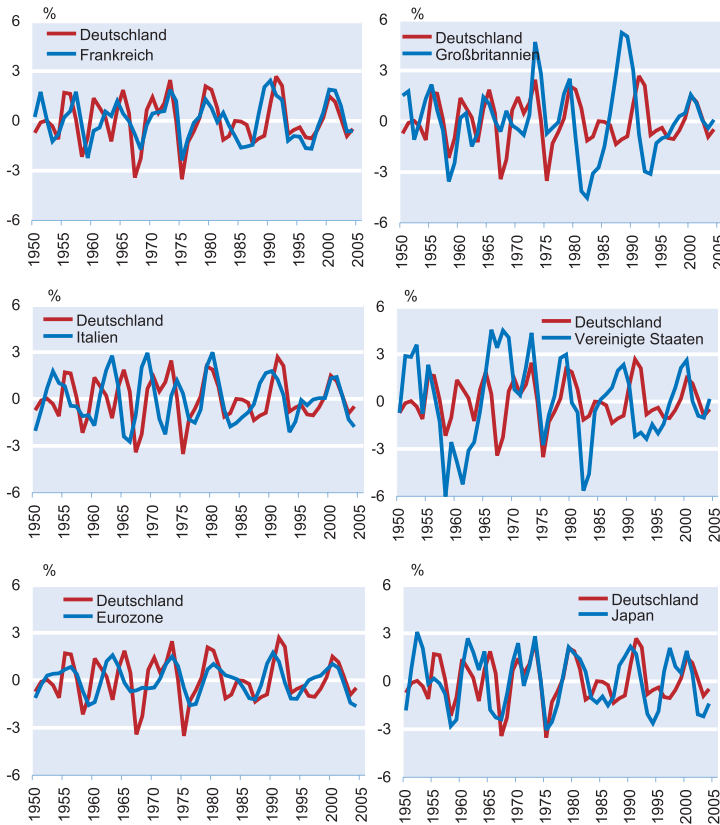
Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

van Dijk 2002 oder Harvey und Trimbur 2003). Die Ursache dafür scheint vor allem in der BIP-Entwicklung Ende der fünfziger Jahre zu liegen. Schätzt man das Modell nämlich nur für die Jahre ab 1960, erhält man einen deutlich ausgeprägten zehnjährigen Zyklus. Die mit Hilfe des Kalman-Filters generierten Zyklen erscheinen aber auch mit dem Modell für das gesamte Sample plausibel, zumal die empirische Autokorrelationsfunktion der extrahierten Zykluskomponente ein Maximum im Bereich von etwa zwölf Jahren aufzeigt.

Neben der geschätzten Zyklusdauer finden sich in Tabelle 2 die in der Spezifikation verwendeten Interventionsdummies. Deren Inklusion war bei Italien, Großbritannien und Japan erforderlich, da andernfalls die für eine unverzerrte Schätzung notwendige Verteilungsannahme über die Normalität der Residuen (der Ein-Schritt-Prognosefehler) durch Ausreißer in den Jahren 1974 bzw. 1975 verletzt würde.

Abbildung 2 zeigt die geschätzten zyklischen Komponenten für die sieben betrachteten Volkswirtschaften. Wie im vorigen Abschnitt dient die deutsche Reihe als Referenzgröße, mit denen die Konjunkturzyklen der anderen Länder sowie der Eurozone (ohne Deutschland) verglichen werden. Die Kurven beschreiben die Outputlücken, also die prozentualen Abweichungen des BIP vom Potentialwachstum. Ohne hier auf sämtliche Schwingungen und Wendepunkte der identifizierten Konjunkturzyklen einzugehen, legt die Abbildung 2 nahe, dass die hier verwendete Methode verlässliche und gut interpretierbare Zyklen liefert. Für Deutschland erkennt man die ausgeprägten Rezessionen der Jahre 1967 und 1975; letztere als Folge der ersten Ölkrise. Nach einer konjunkturellen Erholung gab es auch als Folge der zweiten Ölkrise Anfang der achtziger Jahre eine neuerliche Konjunkturverlangsamung. Allerdings fiel die Reaktion auf den zweiten Ölpreisschock deutlich moderater aus als die auf den ersten. Anfang der neunziger Jahre erkennt man den »Wiedervereinigungsboom«. Durch den Schub der Deutschen Einheit erreichte die Outputlücke im Jahr 1991 mit 2,7% ihren absolut höchsten Wert.

Abb. 2
Konjunkturzyklen in OECD-Ländern



Quelle: GGDC (2004); eigene Berechnungen.

Abgesehen von diesem Sondereffekt scheint sich aber die Volatilität des deutschen Konjunkturzyklus in den vergangenen 20 Jahren verringert zu haben. Besonders die zyklischen Abschwünge nach 1981 und auch nach 1991 erfolgten nicht mehr mit der Schärfe wie zuvor; aber auch der jüngste »Boom« erreichte mit einer maximalen Outputlücke von 1,5% (2000) nicht mehr die Stärke vorheriger Aufschwünge. Schließlich ist zu erkennen, dass die konjunkturelle Entwicklung der jüngsten Vergangenheit in Deutschland nicht so schlecht gewesen ist wie vielerorts argumentiert. Auch unter dem Vorbehalt, dass die Schätzungen der unbeobachteten Komponenten am aktuellen Rand relativ unsicher sind, zeigt Abbildung 2 ganz deutlich, dass die konjunkturelle Entwicklung in Deutschland seit 2000 zum Teil deutlich besser war als die in Italien, der Eurozone und Japan und in etwa genauso gut verlief wie die Konjunktur in Frankreich, Großbritannien und auch den Vereinigten Staaten. Deutschland leidet während der letzten Jahre also nicht an einer im internationalen Maßstab besonders schlechten konjunkturellen Entwicklung, sondern an seiner außergewöhnlich niedrigen Trendwachstumsrate.

Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

In diesem Beitrag haben wir mit Hilfe eines Strukturellen Zeitreihenmodells die langfristigen Trend- und die kurz- und mittelfristigen zyklischen Eigenschaften des realen Bruttoinlandsprodukts der Länder Deutschland, Großbritannien, Frankreich, Italien, USA und Japan sowie der Eurozone analysiert.

Für alle Länder finden wir einen kurzen (Kitchin-)Zyklus mit einer Periodizität zwischen drei und fünf Jahren sowie einen langen (Juglar-)Zyklus mit einer Zykluslänge von im Allgemeinen sieben bis zwölf Jahren (USA als einzige Ausnahme mit einer geschätzten Periodizität von 17 Jahren). Bemerkenswert ist der weitgehende Gleichlauf der Konjunktur in den letzten Jahren. In allen Ländern war im Jahre 2000 ein relatives Maximum des Zyklus zu beobachten. In den darauf folgenden drei Jahren wurde die zyklische Komponente negativ. Im Jahre 2004 trat in den meisten Ländern eine Verbesserung der konjunkturellen Lage ein, am stärksten in den USA. Nur in Italien und der Eurozone (ohne Deutschland) hat sich die Konjunktur noch etwas abgeschwächt. Der internationale Vergleich zeigt, dass sich Deutschland in den letzten Jahren in rein konjunktureller Hinsicht in keiner wesentlich anderen Lage befunden hat als die anderen Länder. Stattdessen sind die im internationalen Vergleich außergewöhnlich niedrigen Wachstumsraten des realen Bruttoinlandsprodukts in Deutschland seit dem Jahr 2000, aber auch schon davor, allein auf die niedrige Trendwachstumsrate zurückzuführen. Unsere Schätzungen zeigen seit Beginn der neunziger Jahre einen langsamen, aber stetigen Rückgang der Trendwachstumsrate auf den aktuellen Wert von 1,1%, der auch mit Schätzungen in anderen Studien kompatibel ist (vgl. SVR 2003).

Diese Ergebnisse haben einige Implikationen für die Wirtschaftspolitik, zumal es eher unwahrscheinlich ist, dass sich die Trendwachstumsrate in den nächsten Jahren spürbar erhöhen wird (vgl. dazu bspw. Kamps, Meier und Oskamp 2004). Die erste Implikation betrifft die Annahmen über das Wirtschaftswachstum, die von der Regierung ihren mittelfristigen Planungen zugrunde gelegt werden. Beispielsweise impliziert bereits ein unterstelltes Wirtschaftswachstum von mehr als 1% die Annahme eines konjunkturellen Aufschwungs. In konjunkturellen Abschwungsphasen muss man sich wegen der niedrigen Trendwachstumsrate auch auf längere Stagnationsperioden einstellen.

Die zweite Implikation betrifft die richtige Bewertung der in den letzten Jahren besonders ausgeprägten Wachstumsschwäche Deutschlands. Es wird manchmal argumentiert, mit der Überwindung der konjunkturellen Schwächephase würde die Wachstumsdynamik wieder verstärkt und die geschätzten Trendwachstumsraten müssten dann wieder nach oben revidiert werden. Unsere Ergebnisse zeigen aber, dass abgesehen von einer kurzen Phase Ende der achtziger/Anfang der neunziger Jahre – nicht zuletzt verursacht durch den Wiedervereinigungsboom – das Trendwachstum in Deutschland spätestens seit dem Ende der siebziger Jahre niedriger ist als beispielsweise in Frankreich, Italien, Großbritannien und den USA. Dies deutet auf bereits seit langem bestehende Strukturprobleme in Deutschland hin. Während die Kosten der Wiedervereinigung und die durch die Einführung des Euro und die Beschleunigung der Globalisierung induzierten Schocks sicherlich zur schlechten Wachstumsperformance in den letzten zehn Jahren maßgeblich beigetragen haben, zeichnete sich die Wachstumsschwäche aber bereits lange vorher ab. Die Herausforderungen an die Wirtschafts- und Sozialpolitik sind damit noch viel größer, als es der Blick auf die negativen Entwicklungen in den letzten Jahren allein suggeriert.

Anhang:

Die Spezifikation des Strukturellen Zeitreihenmodells

Im Rahmen eines Strukturellen Zeitreihenmodells wird die beobachtete Zeitreihe y des logarithmierten realen BIP additiv in die Komponenten Trend, Zyklus und Irreguläre zerlegt:

$$(A1) \quad y_t = T_t + C_t + I_t$$

Der Trend T folgt annahmegemäß einem random walk mit zeitvariabler drift-Rate, die selbst wieder als random walk modelliert wird:

$$(A2) \quad T_t = T_{t-1} + \mu_{t-1} \\ \mu_t = \mu_{t-1} + \xi_t$$

Tritt ein drift-Impuls ξ_t auf, ändert dies permanent die Wachstumsrate des Trends. Diese Modellspezifikation ist äquivalent mit einer kubischen Spline-Funktion (vgl. Harvey und Trimbur 2003).

Der Zyklus C wird als Summe von zwei Unterzyklen spezifiziert:

$$(A3) \quad C_t = C_{t,1} + C_{t,2}$$

Jeder Unterzyklus folgt einem stationären ARMA(2,1)-Modell mit komplexen Wurzeln im autoregressiven Teil. Die Re-

kursionsformel ist gegeben durch das folgende bivariate Gleichungssystem:

$$(A4) \quad \begin{pmatrix} C_{t,i} \\ C_{t,i}^* \end{pmatrix} = \rho_i \begin{pmatrix} \cos \lambda_i^c & \sin \lambda_i^c \\ -\sin \lambda_i^c & \cos \lambda_i^c \end{pmatrix} \begin{pmatrix} C_{t-1,i} \\ C_{t-1,i}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \kappa_{t,i} \\ \kappa_{t,i}^* \end{pmatrix}$$

C^* erscheint nur aus Konstruktionsgründen und hat keine inhaltliche Bedeutung. Die Periodizität des Unterzyklus i ist $2\pi / \lambda_i^c$. Der Dämpfungsfaktor ρ_i mit $0 < \rho_i \leq 1$ garantiert, dass C_i ein stationärer ARMA(2,1)-Prozess mit komplexen Wurzeln im autoregressiven Teil ist. Die konjunkturellen Schocks κ und κ^T sind unkorrelierte white noise Variablen mit einer Varianz $\sigma_{\kappa_i}^2$. Sie induzieren stochastisch variierende Phasen und Amplituden der konjunkturellen Komponente.

Die irreguläre Komponente wird als Summe einer stochastischen white noise Variablen u und einem deterministischen Term spezifiziert, der mögliche Ausreißer auffängt:

$$(A5) \quad I_t = \gamma_0 D I_t + u_t$$

$D I$ ist eine Dummy-Variable, die in einer bestimmten Periode den Wert 1 hat und in allen anderen Perioden den Wert 0.

Für die Identifikation des Gesamtmodells nehmen wir an, dass alle Schocks voneinander unabhängig und nicht autokorreliert sind.

Das resultierende Unobserved-Components-Modell für die beobachtete Variable wird mit Hilfe des Kalman-Filters geschätzt, der über ein Glättungsverfahren auch die »optimalen« geschätzten Werte für die unbeobachteten Komponenten erzeugt (für technische Details der Modellspezifikation und der Schätzung vgl. Harvey 1989). Die Schätzungen wurden mit dem Programm STAMP (Version 6) durchgeführt (vgl. Koopman et al. 2000).

Literatur

- Baxter, M. und R.G. King (1999), »Measuring Business Cycles: Approximate Band – Pass Filters for Economic Time Series«, *Review of Economics and Statistics* 81, 575–593.
- Canova, F. (1998), »Detrending and Business Cycle Facts«, *Journal of Monetary Economics* 41, 475–512.
- Cogley, T. und J.M. Nason (1995), »Effects of the Hodrick-Prescott Filter on Trend and Difference Stationary Time Series. Implications for Business Cycle Research«, *Journal of Economic Dynamics and Control* 19, 253–278.
- Flaig, G. (2001a), »Gibt es einen »New Economy«-Effekt auf das amerikanische Produktionspotential?«, *ifo Schnelldienst* 54(5), 16–21.
- Flaig, G. (2001b), »Trend and Cycles in U.S. Real GDP«, *CESifo Working Paper*, No.607.
- Flaig, G. (2003), »Strukturelle Zeitreihenmodelle. Spezifikation, Schätzung und Anwendungen«, *WIST* 32, 258–263.
- Groningen Growth and Development Centre and The Conference Board, GGDC (2004), Total Economy Database, <http://www.ggdc.net>.
- Harvey, A. (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press, Cambridge.

- Harvey, A. (2000), *Trend Analysis*, mimeo.
- Harvey, A. und A. Jaeger (1993), »Detrending, Stylized Facts, and the Business Cycle«, *Journal of Applied Econometrics* 8, 231–247.
- Harvey, A., T. Trimbur und H van Dijk (2002), *Cyclical Components in Economic Time Series: A Bayesian approach*, mimeo.
- Harvey, A. und T. Trimbur (2003), »General Model-based Filters for Extracting Cycles and Trends in Economic Time Series«, *Review of Economics and Statistics* 85, 244–255.
- Hodrick, R. und E. Prescott (1997), »Post-war Business Cycles: An Empirical Investigation«, *Journal of Money, Credit, and Banking* 29, 1–16.
- Kamps, C., C.-P. Meier und F. Oskamp (2004), »Wachstum des Produktionspotentials in Deutschland bleibt schwach«, *Kieler Diskussionsbeiträge* 414.
- Koopman, S., A. Harvey, J. Doornik und N. Shephard (2000), *State Space Time Series Analysis: Modelling and Prediction*, Timberlake, London.
- Rothemberg, J. (1999), »A Heuristic Method for Extracting Smooth Trends from Economic Time Series«, *NBER Working Paper* 7439.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (SVR) (2003), *Jahresgutachten 2003/04*.
- Schumpeter, J. (1939), *Business Cycles: A Theoretical, Historical, and Statistical Analysis of the Capitalist Process*, McGraw Hill, New York, London.

Erhöht der Kündigungsschutz die Beschäftigungsschwelle?

Gebhard Flaig und Horst Rottmann*

Arbeitsmarktinstitutionen sind eine wichtige Determinante der Leistungsfähigkeit der Arbeitsmärkte. Im folgenden Beitrag wird für 17 OECD-Länder untersucht, wie sich der Kündigungsschutz (gemessen durch den Employment Protection Index der OECD) im Zeitraum von 1970 bis 2002 auf die Beschäftigungsschwelle im privaten Sektor ausgewirkt hat. Die Beschäftigungsschwelle ist diejenige Wachstumsrate der Produktion, die mindestens erreicht werden muss, damit die Beschäftigung steigt. Sie hängt unter anderem von den relativen Kosten des Einsatzes der Produktionsfaktoren und damit möglicherweise indirekt von Arbeitsmarktinstitutionen ab. Die empirischen Ergebnisse zeigen, dass ein stärker ausgeprägter Kündigungsschutz signifikant die Beschäftigungsschwelle erhöht. In den neunziger Jahren betrug die Beschäftigungsschwelle in Deutschland 2,4%. Wäre die Intensität des Kündigungsschutzes ähnlich wie in Großbritannien gewesen, hätte bereits ein Wachstum von 1,2% ausgereicht, um die Beschäftigung zu erhöhen. Das Arbeitsvolumen wäre dann zwischen 1991 und 2002 nicht in acht, sondern nur in vier Jahren zurückgegangen.

Institutionelle Regelungen spielen eine herausragende Rolle bei der Erklärung der international und intertemporal unterschiedlichen Entwicklung der Arbeitslosenquote (für eine Übersicht vgl. Nickell 2003). Zu diesen Regelungen gehören zum Beispiel die Höhe und die Dauer der Zahlung von Arbeitslosengeld, die Belastung des Faktors Arbeit mit Steuern und Abgaben, die Art der Lohnfindung (Koordinierungs- und Zentralisationsgrad, Bindung an Tarifverträge usw.), die Gewerkschaftsmacht und die Art und Intensität des Kündigungsschutzes.

In der Literatur wurde bisher vor allem die Abhängigkeit der Arbeitslosenquote von Arbeitsmarktinstitutionen untersucht (vgl. Nickell 1997; Blanchard und Wolfers 2000; Nickell und Layard 1999 sowie Berthold und Fehn 2002). Arbeitsmarktinstitutionen haben auch Einfluss auf andere Leistungsindikatoren des Arbeitsmarktes. So finden beispielsweise Gomez-Salvador, Messina und Vallanti (2004), dass ein höherer Kündigungsschutz und eine großzügigere Arbeitslosenunterstützung einen negativen Effekt auf die Anzahl der neu entstehenden Arbeitsplätze haben. Die Studie von Messina (2004) zeigt, dass eine höhere Gewerkschaftsmacht und ein höherer Kündigungsschutz negativ auf die Expansion der Beschäftigung im Dienstleistungssektor wirken.

Der Kündigungsschutz steht in diesem Beitrag im Mittelpunkt des Interesses. Wir analysieren, wie sich der Kündigungsschutz

auf die Arbeitsintensität des Wachstums auswirkt, konkret, wie die so genannte Beschäftigungsschwelle von der Intensität des Kündigungsschutzes abhängt.

Die Beschäftigungsschwelle

Unter der Beschäftigungsschwelle versteht man die Wachstumsrate des BIP, bei der sich die Beschäftigung nicht ändert. Wächst das BIP stärker, steigt die Beschäftigung, wächst das BIP langsamer, sinkt sie. Die Beschäftigungsschwelle ist aber keine exogene Variable, sondern hängt von einer Reihe ökonomischer Faktoren ab. Dies sieht man am einfachsten, wenn man sie explizit aus einer Arbeitsnachfragefunktion herleitet. Berücksichtigt man beispielsweise als Produktionsfaktoren Arbeit und Kapital, ist bei einem kostenminimierenden Verhalten die Wachstumsrate des Arbeitseinsatzes gegeben durch:

$$(1) \quad w_L = -\alpha + \beta w_I + \gamma w_Y.$$

α ist die Wachstumsrate der totalen Faktorproduktivität, β (< 0) ist die Elastizität der Arbeitsnachfrage bezüglich des Lohnsatzes und γ (> 0) diejenige bezüglich der Produktion. w_L bezeichnet die Wachstumsrate des Arbeitseinsatzes, w_I die Wachstumsrate des relativen Inputpreises Lohn/Kapitalnutzungskosten und w_Y die Wachstumsrate der Produktion.

* Horst Rottmann ist Professor für Volkswirtschaftslehre, Finanzmärkte und Statistik an der Fachhochschule Amberg-Weiden. Er verbringt zurzeit einen Forschungsaufenthalt am ifo Institut.

14 Forschungsergebnisse

Die Beschäftigungsschwelle erhält man, indem man in Gleichung (1) die Wachstumsrate der Beschäftigung, w_L , gleich null setzt. Der Wert von w_Y , der diese Gleichung löst, ist die Beschäftigungsschwelle, die im Folgenden mit BS bezeichnet wird. Sie ist gegeben durch

$$(2) \quad BS = (\alpha - \beta w_Y) / \gamma.$$

Die maßgeblichen Faktoren für die Beschäftigungsschwelle sind der technische Fortschritt und die Wachstumsrate des Lohns (relativ zu den Kapitalnutzungskosten). Steigt die Wachstumsrate der totalen Faktorproduktivität oder des Lohns, erhöht sich die Beschäftigungsschwelle. Änderungen von relativen Inputpreisen können aber auch die Arbeitsnachfrageelastizitäten β und γ beeinflussen (für eine allgemeine Diskussion dieser Aspekte und verschiedener Erweiterungen vgl. Flaig und Rottmann 2001).

In diesem Beitrag verzichten wir darauf, strukturelle Arbeitsnachfragefunktionen zu schätzen, sondern spezifizieren die Schätzgleichung als

$$(3) \quad w_{L,t} = \beta_{1,t} + \beta_2 w_{Y,t},$$

wobei der Koeffizient $\beta_{1,t}$ sich über die Zeit verändern darf. Da dieser Parameter den Term $-\alpha + \beta w_Y$ aus Gleichung (1) repräsentiert, ist unmittelbar einsichtig, dass Schwankungen der Wachstumsrate des Lohnsatzes und der totalen Faktorproduktivität eine zeitliche Variation von β_1 implizieren. Die Entwicklung dieses Parameters wird durch einen Random Walk zweiter Ordnung modelliert. Wir haben auch getestet, ob β_2 zeitlich variiert. Dabei hat sich aber gezeigt, dass dieser Parameter zwar zwischen den Ländern unterschiedlich, innerhalb eines Landes über den Schätzzeitraum aber praktisch konstant ist. Die Schätzung erfolgt im Rahmen eines so genannten Strukturellen Zeitreihenmodells (für eine einführende Darstellung vgl. Flaig 2003).

Die Beschäftigungsschwelle ist damit auch zeitlich variabel und gegeben durch

$$(4) \quad BS_t = -\beta_{1,t} / \beta_2.$$

Da die Parameter β_1 und β_2 zwischen den Ländern unterschiedlich sind, unterscheiden sich auch die Beschäftigungsschwellen. Wie bereits erwähnt, soll im Folgenden analysiert werden, welche Effekte der Kündigungsschutz auf die Beschäftigungsschwelle hat. Ein hoher Kündigungsschutz kann über mehrere Kanäle auf die Arbeitsnachfrage und damit auf die Beschäftigungsschwelle wir-

ken. Zum einen erhöht ein intensiver Kündigungsschutz bei gegebenem Lohnsatz die Kosten des Faktors Arbeit, da die Unternehmen mit höheren Anpassungskosten bei Beschäftigungsflektuationen rechnen müssen. Zum anderen führt der Schutz der beschäftigten Insider zu einem höheren Lohndruck und zu Inflexibilitäten. Dies alles senkt die Arbeitsintensität der Produktion und kann dazu führen, dass die Unternehmen auf eine Ausweitung der Produktion weniger mit einer Beschäftigungserhöhung, sondern verstärkt mit einer Ausdehnung des Kapitalstocks und Intensivierung des Outsourcing reagieren. Technisch gesprochen sinkt der Parameter β_2 und die Beschäftigungsschwelle steigt.

Die Entwicklung der Beschäftigungsschwelle

Die Gleichung (3) haben wir für die 17 OECD-Länder, die in Tabelle 1 aufgeführt sind, mit Jahresdaten für den Zeitraum von 1971 bis 2002 geschätzt. Die abhängige Variable ist die Wachstumsrate des Arbeitsvolumens im Unternehmenssektor, die erklärende Variable die Wachstumsrate der realen Bruttowertschöpfung im Unternehmenssektor (Quelle der Angaben: OECD, Economic Outlook). Produktion und Beschäftigung im Staatssektor sind also nicht enthalten. Die Daten für Deutschland beziehen sich bis einschließlich 1990 auf Westdeutschland, danach auf Gesamtdeutschland. Die Gebietstandsveränderung wurde durch eine Dummy-Variablen aufgefangen.

Tabelle 1 gibt für verschiedene OECD-Länder und unterschiedliche Zeiträume die durchschnittlichen Beschäfti-

Tab. 1

Die Entwicklung der Beschäftigungsschwellen (in %)

Land	Zeitraum			
	1971–1980	1981–1990	1991–2002	1971–2002
Australien	1,4	1,2	1,1	1,2
Belgien	6,0	3,9	1,5	3,6
Kanada	1,7	1,0	1,3	1,3
Dänemark	4,6	2,5	2,3	3,0
Finnland	4,2	3,8	3,3	3,7
Frankreich	4,7	3,5	2,2	3,4
Deutschland	5,4	1,6	2,4	3,1
Irland	6,5	3,9	1,0	3,6
Italien	6,6	2,2	1,3	3,3
Japan	4,0	2,1	3,3	3,2
Niederlande	4,2	3,0	1,6	2,8
Neuseeland	-1,4	1,6	-4,0	-1,4
Norwegen	6,1	2,7	2,8	3,8
Spanien	4,7	3,0	1,2	2,8
Schweden	3,4	2,1	2,0	2,4
Großbritannien	3,4	2,3	1,6	2,4
USA	1,4	0,5	1,5	1,1
Total	3,9	2,4	1,5	2,6

Quelle: Berechnungen der Autoren.

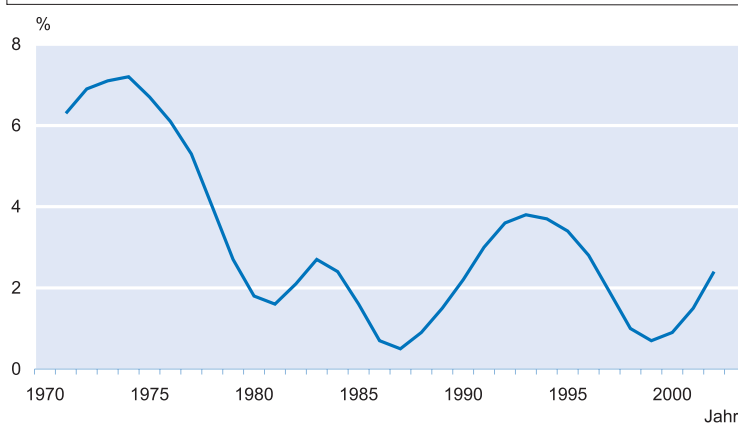
gungsschwellen für die private Wirtschaft wieder. In den meisten Ländern sind die Beschäftigungsschwellen während des gesamten Zeitraums gesunken. So betrug der ungewichtete Durchschnitt der Beschäftigungsschwellen in den siebziger Jahren 3,9%, in den achtziger Jahren 2,4% und danach 1,5%. In Deutschland, den USA und Japan waren die Beschäftigungsschwellen in den neunziger Jahren durchschnittlich um etwa einen Prozentpunkt höher als in den achtziger Jahren. Dabei wiesen die USA aber eine relativ niedrige Beschäftigungsschwelle in Höhe von 1,5% auf und hatten in den achtziger Jahren eine außergewöhnlich niedrige Beschäftigungsschwelle von 0,5%, so dass diese Entwicklung auch als eine gewisse Normalisierung betrachtet werden kann.

Auffallend sind die relativ hohen durchschnittlichen Beschäftigungsschwellen in den kontinentaleuropäischen Ländern im Vergleich zu Australien, Kanada, Schweden, Großbritannien und den USA. Neuseeland stellt eine klare Sonder-situation dar. Selbst bei einer starken Rezession (bei einem Schrumpfen der Wirtschaft bis zu 4%) würde dort das Arbeitsvolumen in der privaten Wirtschaft zunehmen. Dieses Bild deckt sich mit der häufig geäußerten Meinung von den relativ starren und stark regulierten kontinentaleuropäischen Arbeitsmärkten. Damit es nicht nur bei reinen Vermutungen bleibt, muss anhand von empirischen Analysen untersucht werden, inwieweit die institutionellen Regelungen der Arbeitsmärkte tatsächlich für die unterschiedliche Höhe und Entwicklung der Beschäftigungsschwelle verantwortlich sind.

Die deutsche Situation ist in der Abbildung 1 im Detail wiedergegeben. Auffallend ist der starke Wiederanstieg der Beschäftigungsschwelle Anfang der neunziger Jahre auf fast 4%. Seit 2000 nimmt die Beschäftigungsschwelle ebenfalls wieder zu. Die Zunahme am Anfang der neunziger Jahre geht vermutlich auf das relativ hohe Wachstum der Arbeitskosten in diesen Zeiträumen zurück.

Abb. 1

Die Beschäftigungsschwelle in Deutschland



Quelle: Berechnungen der Autoren.

Der Einfluss des Kündigungsschutzes

Im Folgenden wollen wir die Auswirkungen des Kündigungsschutzes auf die Beschäftigungsschwellen näher untersuchen. Den Employment Protection Index¹ haben wir für die Jahre von 1970 bis 1995 von Nickell (2001) und Blanchard und Wolfers (2000) übernommen. Diese Wissenschaftler verwenden den Employment Protection Index I (EPI I)² der OECD für die Zeit nach 1984 und verknüpfen diesen mit den Angaben von Lazear (1990) für den davor liegenden Zeitraum, wobei sie Werte für die nicht vorhandenen Jahre interpolieren. Von 1996 bis 2002 verwenden wir die neuen Erhebungen der OECD (2004) und die Angaben in Nickell (2003), die sich ebenfalls auf Berechnungen der OECD stützen.³ Die OECD-Daten beruhen im Vergleich zu den Angaben von Lazear auf einer umfassenderen Bewertung der verschiedenen Dimensionen des Kündigungsschutzes. Deshalb stellt diese Zeitreihe nur eine grobe Annäherung an die tatsächliche Entwicklung des Kündigungsschutzes in den jeweiligen Ländern dar. Unser Index ist auf das Intervall von null bis zwei normiert, wobei zwei den maximal möglichen Kündigungsschutz darstellt.

Der EPI-Index der OECD beinhaltet verschiedene institutionelle Regelungen, die bei Einstellungen und Entlassungen berücksichtigt werden müssen. Das Ausmaß des Kündigungsschutzes in den einzelnen Ländern ergibt sich nicht nur aus den einschlägigen Gesetzen, sondern auch durch die Rechtsprechung und die tariflichen Vereinbarungen. Die OECD berücksichtigt bei der Berechnung ihres EPI sowohl institutionelle Regelungen für unbefristete Verträge als auch Regelungen für befristete Arbeitsverträge und für Leiharbeit. Bei den unbefristeten Verträgen werden beispielsweise die Höhe der Abfindungszahlungen und die Kündigungsfristen berücksichtigt. Der Index beinhaltet aber auch schwieriger zu quantifizierende Regelungen wie etwa die formalen und inhaltlichen Voraussetzungen dafür, dass eine Kündigung

wirksam wird oder die verschiedenen Einspruchsmöglichkeiten der Arbeitnehmer gegen die Kündigung und die Möglichkeiten zur Anrufung des Arbeitsgerichts. In Deutschland muss zum Beispiel eine Kündigung »sozial gerechtfertigt« sein (§1 des Kündigungsschutzgesetzes). Auch bei den befristeten Beschäftigungsverhältnissen berück-

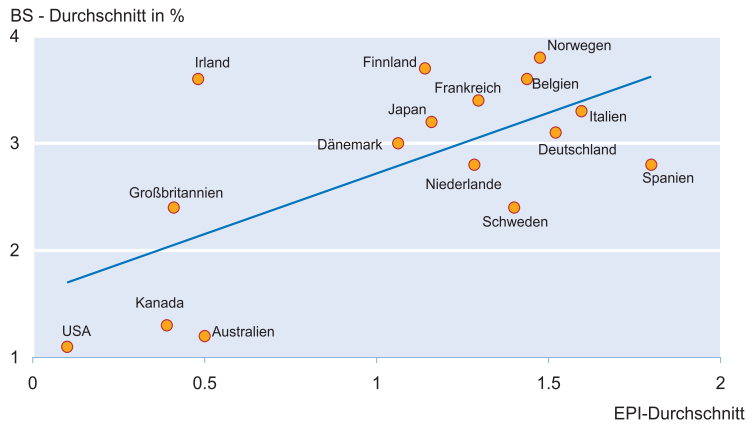
¹ Eine adäquate Übersetzung des Begriffs Employment Protection wäre Beschäftigungsschutz. Wir verwenden im Folgenden aber häufig den Begriff Kündigungsschutz, obwohl der Employment Protection Index mehr umfasst als die reinen Regelungen zum Kündigungsschutz (siehe hierzu die Ausführungen weiter unten).

² Die OECD berechnet auch einen EPI II, der noch umfassender als der EPI I ist. Allerdings gibt es diesen Index erst seit Ende der neunziger Jahre (OECD 1999).

³ Werte für die nicht vorhandenen Jahre interpolierten wir linear.

Abb. 2

Kündigungsschutz und Beschäftigungsschwelle



Quelle: Berechnungen der Autoren.

sichtigt die OECD eine Vielzahl von Indikatoren, wie beispielsweise die maximale Dauer der Befristung, die mögliche Anzahl der aufeinander folgenden befristeten Verträge oder inhaltliche Voraussetzungen für eine Befristung. Die einzelnen Indikatoren werden von der OECD gewichtet und abschließend zu einem umfassenden Index aggregiert.

Die Abbildung 2 stellt den Zusammenhang zwischen der Beschäftigungsschwelle und dem EPI dar, indem sie für beide Variablen die landesspezifischen Durchschnitte wiedergibt. Deutschland gehört zu der Gruppe der Länder mit den restriktivsten Kündigungsschutzregeln. Die USA, Großbritannien, Australien und Kanada weisen dagegen einen relativ geringen Kündigungsschutz auf. Der positive Zusammenhang zwischen den beiden Variablen ist an der eingezeichneten Regressionsgeraden leicht erkennbar. Der Korrelationskoeffizient beträgt 0,65 und ist bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von einem Prozent signifikant von null verschieden.

Die Botschaft der Abbildung 2 bestätigt sich auch, wenn man mit etwas differenzierteren empirischen Methoden als mit einem einfachen Streudiagramm der landesspezifischen Durchschnitte die Daten analysiert. Die Ergebnisse der Regressions-schätzung für einen gepolten Zeit-Länder-Querschnitt (17 Länder über 32 Jahre) sind in der Tabelle 2 dargestellt. Die Schätzungen beinhalten einen linearen Trend, da die Beschäftigungsschwellen im Zeitablauf tendenziell zurückgegangen sind (vgl. Tab. 1).⁴ Der Trend ist hoch signifikant. Ein stärker ausgeprägter Kündigungsschutz erhöht signifikant die Beschäftigungsschwelle. Steigt der EPI um einen Punkt, so erhöht sich nach unserer Schät-

⁴ Die Einführung eines linearen Trends ist allerdings eine sehr restriktive Annahme. Deswegen haben wir das Modell auch mit Dummy-Variablen für die einzelnen Jahre geschätzt, um mögliche Schocks zu erfassen. Die fixen Zeiteffekte erwiesen sich insgesamt als hochsignifikant. Allerdings ändern sich die Aussagen bezüglich des EPI nicht. Der Koeffizient beträgt nun 1,285 und ist ebenfalls hochsignifikant (t-Wert = 10,2).

zung die Beschäftigungsschwelle um 1,2 Prozentpunkte. Deutschland hatte zwischen 1991 und 2002 im Durchschnitt eine Beschäftigungsschwelle von 2,4% im privaten Sektor. Wäre in Deutschland in diesem Zeitraum der Kündigungsschutz ähnlich wie in Großbritannien (EPI = 0,4 anstatt 1,4 für Deutschland) gewesen, so hätte seine Beschäftigungsschwelle nur 1,2% betragen. Das Wachstum hätte also nur halb so hoch sein müssen, damit es zu einer Ausweitung der Beschäftigung in den privaten Unternehmen gekommen wäre. In den Jahren von 1991 bis 2002 wuchs die private Wirtschaft in acht Jahren um weniger als 2,4%, aber nur in vier Jahren um weniger als 1,2%. Die Beschäftigung wäre mit britischen Kündigungsschutzregelungen in Deutschland also nicht in acht, sondern nur

in vier Jahren zurückgegangen. Dabei wäre die Belegung des Arbeitsmarktes wahrscheinlich noch höher ausgefallen, da wir nur den partiellen Effekt der Beschäftigungsintensität des Wachstums berücksichtigen. So ist damit zu rechnen, dass ein geringerer Kündigungsschutz zusätzlich das Wachstum erhöht (Blanchard und Portugal 2001) und nicht nur die Beschäftigungsintensität des Wachstums.

Die vorliegenden Ergebnisse sollten als erster Schritt einer umfassenden Analyse der Einflussfaktoren auf die Beschäftigungsschwelle betrachtet werden, da die Höhe der Beschäftigungsschwelle sicherlich auch noch von anderen institutionellen Arbeitsmarktregelungen als dem Kündigungsschutz abhängt. Die Autoren arbeiten gerade daran, weitere potentielle Einflussfaktoren, beispielsweise den gewerkschaftlichen Organisationsgrad oder die Abgabenlast auf den Faktor Arbeit, in ihre Analysen mit einzubeziehen. Erste Ergebnisse weisen darauf hin, dass auch diese Variablen einen Einfluss auf die Beschäftigungsschwelle haben, wobei der signifikante Effekt des Kündigungsschutzes aber erhalten bleibt. Eine Lockerung des Kündigungsschutzes senkt die Beschäftigungsschwelle und leistet einen Beitrag zur Entspannung des Arbeitsmarktproblems. Lockerungen des gesetzlichen Kündigungsschutzes sollten

Tab. 2

Beschäftigungsschwelle und Kündigungsschutz

Beschäftigungsschwelle	Koef.	t-Wert
EPI	1.215	9.34
Trend	-.105	-11.12
Konstante	3.015	12.23
Regression mit robusten Standardfehlern		
Beobachtungen = 543		
R ² = 0.3058		

Quelle: Berechnungen der Autoren.

daher einen hohen Stellenwert in der arbeitsmarktpolitischen Reformdiskussion haben (für konkrete Vorschläge vgl. bspw. Sachverständigenrat 2003).

Literatur

- Berthold, N. und R. Fehn (2002), »Arbeitsmarktpolitik in der Europäischen Währungsunion«, *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* 3, 317–345.
- Blanchard, O. und J. Wolfers (2000), »The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: The Aggregate Evidence«, *Economic Journal* 110, C1–C33.
- Blanchard, O. und P. Portugal (2001), »What Hides Behind an Unemployment Rate: Comparing Portuguese and U.S. Labor Markets«, *American Economic Review*, 187–207.
- Flaig, G. (2003), »Strukturelle Zeitreihenmodelle. Spezifikation, Schätzung und Anwendungen«, *WiSt* 32, 258–263.
- Flaig, G. und H. Rottmann (2001), »Input Demand and the Short- and Long-Run Employment Thresholds: An Empirical Analysis for the German Manufacturing Sector«, *German Economic Review* 2, 367–384.
- Gomez-Salvador, R., J. Messina und G. Vallanti (2004), »Gross Job Flows and Institutions in Europe«, *ECB Working Paper* No. 318.
- Lazear, E. (1990), »Job Security Provision and Employment«, *Quarterly Journal of Economics* 105(3), 699–725.
- Messina, J. (2004), »Institutions and Service Employment: A Panel Study for OECD Countries«, *ECB Working Paper* No. 320.
- Nickell, S. (1997), »Unemployment and Labour Market Rigidities: Europe versus North America«, *Journal of Economic Perspectives* 11, 55–74.
- Nickell, S. (2001), *Labour Market Institutions Database*, Version 2.00, [www://cep.lse.ac.uk/pubs/download/data0502.zip](http://cep.lse.ac.uk/pubs/download/data0502.zip).
- Nickell, S. (2003), »Labour Market Institutions and Unemployment in OECD Countries«, *CESifo DICE Report* 1(2), 13–26.
- Nickell, S. and R. Layard (1999), »Labour Market Institutions and Economic Performance«, in: O. Ashenfelter und D. Card (Hrsg.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, North Holland, Amsterdam.
- OECD (1999), *OECD Employment Outlook*, Paris.
- OECD (2004), *OECD Employment Outlook*, Paris.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2003), *Jahresgutachten 2003/04: Staatsfinanzen konsolidieren – Steuersysteme reformieren*, Stuttgart.

Die Entwicklung der Arbeitslosenquote

Ein langfristiger Vergleich zwischen Deutschland und den USA

14

Gebhard Flaig

Es ist äußerst interessant, die Entwicklung der deutschen Arbeitslosenquote seit Beginn der fünfziger Jahre des letzten Jahrhunderts zu analysieren. Die Ergebnisse von Schätzungen mit Hilfe eines Strukturellen Zeitreihenmodells zeigen, dass die Trendkomponente der gesamtdeutschen Arbeitslosenquote inzwischen höher ist als im Jahre 1950 und dass ein weiterer Anstieg droht.

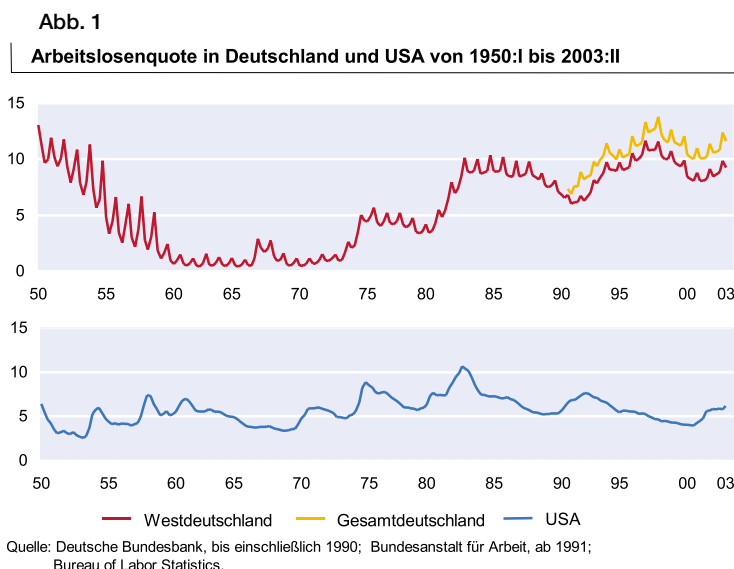
Die Arbeitslosenquote ist ein wichtiger Indikator für die konjunkturelle Entwicklung, aber auch für die Fähigkeit einer Volkswirtschaft, den strukturellen und technologischen Wandel zu bewältigen und die institutionellen Regelungen so zu gestalten, dass ein »angemessener« Beschäftigungsstand erreicht werden kann. Um die aktuelle Situation in Deutschland in eine längerfristige Perspektive zu setzen, wird in diesem Beitrag mit modernen Methoden der Zeitreihenanalyse die Entwicklung der Arbeitslosenquote seit 1950 in die langfristige Trendkomponente und in die konjunkturelle Komponente zerlegt. Dieselbe Analyse wird auch für die amerikanische Arbeitslosenquote durchgeführt. Sowohl der historische als auch der internationale Vergleich zeigen, vor welcher Herausforderung Gesellschaft und Politik stehen, um den trendmäßigen Anstieg der Arbeitslosigkeit zu stoppen oder gar umzukehren.

Die Daten

In der Abbildung 1 ist die Entwicklung der deutschen und amerikanischen Arbeits-

losenquote von 1950 bis zum zweiten Quartal 2003 dargestellt. Um das Saisonbereinigungsproblem zu vereinfachen, werden die ursprünglichen Monatswerte zu Quartalsdurchschnitten zusammengefasst. Die nicht saisonbereinigte deutsche Arbeitslosenquote bezieht sich auf die abhängigen Erwerbspersonen (Quelle: bis einschließlich 1990: 50 Jahre Deutsche Mark, CD herausgegeben von der Deutschen Bundesbank; ab 1991: Bundesanstalt für Arbeit), die saisonbereinigte amerikanische auf alle zivilen Erwerbspersonen (Quelle: Bureau of Labor Statistics). Allein schon aus diesem Grund sind die beiden Variablen nicht unmittelbar vergleichbar. Dazu kommen weitere konzeptionelle Unterschiede, da die deutschen Daten auf der Registrierung bei den Arbeitsämtern beruhen, die amerikanischen auf Haushaltsbefragungen. Standardisierte Arbeitslosenquoten sind leider für den gesamten Zeitraum nicht verfügbar. Das Hauptinteresse liegt in dieser Arbeit aber nicht auf dem direkten Vergleich des absoluten Niveaus der Arbeitslosenquoten, sondern auf der Analyse ihrer zeitlichen Entwicklung über mehr als fünf Jahrzehnte.

Schon ein visueller Vergleich zeigt die völlig gegensätzliche trendmäßige Entwicklung in den beiden Ländern. In Deutschland sinkt die Arbeitslosigkeit von ungefähr 11% im Jahre 1950 auf unter 1% Mitte der sechziger Jahre des letzten Jahrhunderts und steigt dann treppenförmig an, um schließlich in den Jahren 1996 bis 1999 sowie in den ersten beiden Quartalen 2003 sogar den Wert von Anfang der fünfziger Jahre zu übertreffen. Deutlich zeigt sich auch die trostlose Lage in Ostdeutschland, welche die gesamtdeutsche Arbeitslosenquote im Vergleich zu Westdeutschland ungefähr um weitere 2 Prozentpunkte in die Höhe treibt. Im Gegensatz zu Deutschland ist die amerikanische



Arbeitslosenquote im Trend von den fünfziger bis Anfang der achtziger Jahre gestiegen, zeigt aber seitdem einen deutlichen negativen Trendverlauf. Deutlich zu sehen sind in beiden Ländern auch ausgeprägte zyklische Schwankungen.

Die Zerlegung in Trend und Zyklus

Im Folgenden wird mit Hilfe eines Strukturellen Zeitreihenmodells die beobachtete Arbeitslosenquote in eine Trendkomponente und eine zyklische Komponente zerlegt. Im Falle der deutschen Daten wird gleichzeitig eine Saisonbereinigung durchgeführt. Das Modell wird im Anhang im Detail dargestellt.

Die Trendkomponente P repräsentiert die um die konjunkturellen Elemente bereinigte langfristige Entwicklung der Arbeitslosenquote. Sie steht in einer engen Beziehung zur so genannten NAIRU (non-acceleration inflation rate of unemployment), ist aber mit diesem Konzept nicht völlig identisch. Die NAIRU ist die gleichgewichtige Arbeitslosenquote, bei der vom Arbeitsmarkt kein Impuls für eine Veränderung der Inflationsrate ausgeht (für eine Darstellung des NAIRU-Konzepts vgl. beispielsweise Franz, 2001). Staiger, Stock und Watson (2001) zeigen allerdings für die USA, dass die mit Hilfe eines strukturellen Phillips-Kurven-Modells geschätzten NAIRU-Werte sich nur unwesentlich von den Werten unterscheiden, die mit einer einfachen univariaten Zeitreihenzerlegung gewonnen wurden. Franz (2003) berichtet ebenfalls, dass auch komplexe Phillips-Kurven-Schätzungen für die NAIRU im Prinzip nichts anderes liefern als die Trend-Arbeitslosenquote. Umgekehrt bedeutet dies aber auch, dass die im Folgenden mit einem reinen Zeitreihenmodell extrahierten Trendwerte eine gute Approximation der NAIRU darstellen.

Von der saisonalen und irregulären Komponente abgesehen, ist die zyklische Komponente die Abweichung der tatsächlichen Arbeitslosenquote von ihrem Trendwert. Wie im Anhang näher beschrieben, modellieren wir diese Abweichung als die Summe von zwei stochastischen sinusförmigen Schwingungen mit unterschiedlicher Frequenz. Das Modell lässt zu, dass sich aufgrund zufälliger Schocks sowohl die Amplitude als auch die Phase der Zyklen ändern können.

Mit dieser Spezifikation zerlegen wir in einer statistisch-ökonomisch optimalen Weise die Arbeitslosenquote in den Trendwert (NAIRU), in einen langen und einen kurzen Zyklus sowie in die saisonale Komponente. Dies liefert interessante Erkenntnisse für die Vergangenheit, erlaubt aber gleichzeitig auch die Abschätzung der weiteren Entwicklung zumindest für die unmittelbare Zukunft.

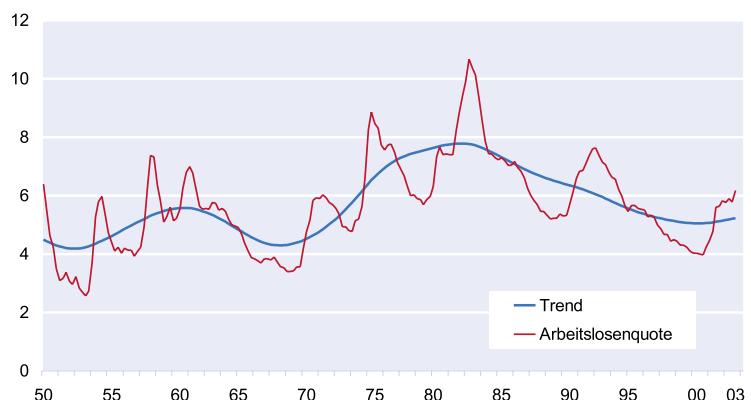
Die geschätzten Komponenten der amerikanischen und deutschen Arbeitslosenquoten

USA

Im Folgenden wird zunächst das Ergebnis der beschriebenen Zerlegung für die amerikanische Arbeitslosenquote vorgestellt. Abbildung 2 zeigt die tatsächlich Entwicklung sowie die generierte Trendkomponente. Die Trendkomponente steigt von ungefähr 4,5% Anfang der fünfziger Jahre auf 5,6% im Jahre 1960 und fällt dann wieder auf 4,3% im Jahre 1968. Danach steigt die Trendkomponente bis zum Jahr 1982 stetig auf den Höchststand von 7,8% im Jahr 1982 an und fällt danach über 18 Jahre auf den Stand von 5,0% im Jahr 2000. Der Rückgang der NAIRU ist also im Gegensatz zur landläufigen Meinung keinesfalls nur ein Phänomen der neunziger Jahre, sondern hat bereits viel früher eingesetzt. Dieses Ergebnis ist weitgehend kompatibel mit den Trendverläufen, die beispielsweise von Staiger, Stock und Watson (1997) oder Ball und Mankiw (2002) geschätzt wurden. Die Schätzung für den aktuellen Stand der Trendkomponente der amerikanischen Arbeitslosenquote im ersten Halbjahr 2003 beträgt 5,2%. Wir beobachten in den letzten zwei Jahren einen leichten Anstieg der Trendkomponente in Höhe von 0,1% pro Jahr. Statistisch gesehen ist dieser Wert des so genannten drift-Parameters allerdings nicht signifikant von null verschieden. Die Schätzung für die amerikanische NAIRU der nächsten Jahre liegt also im Bereich von 5,2 bis 5,5%. Eine interessante Frage ist natürlich, ob die NAIRU tatsächlich wieder weiter steigen oder ob sie bei ungefähr 5% verharren wird. Die Zeit einer trendmäßig fallenden Arbeitslosenquote scheint aber vorläufig beendet zu sein.

Der obere Teil der Abbildung 3 zeigt den kurzen und den langen Zyklus, der untere Teil den Gesamtzyklus. Der kur-

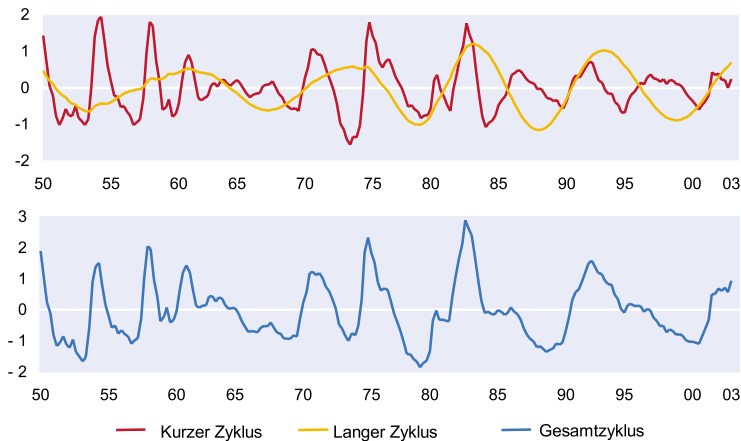
Abb. 2
Arbeitslosenquote in den USA und ihre Trendkomponente



Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

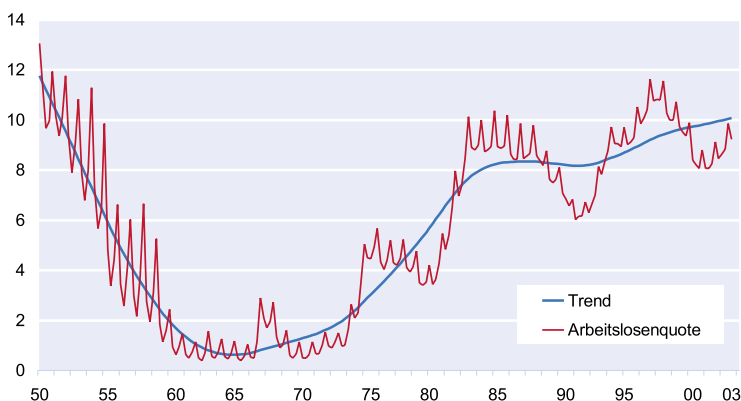
16 **Forschungsergebnisse**

Abb. 3

Zyklen der Arbeitslosenquote in den USA

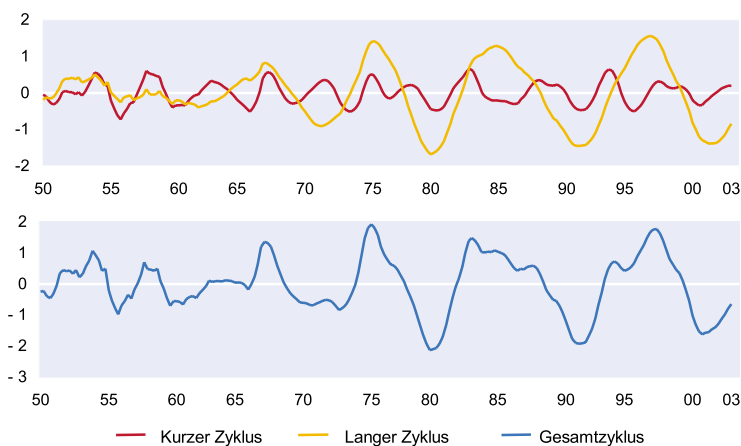
Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Abb. 4

Arbeitslosenquote in Westdeutschland und ihre Trendkomponente

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Abb. 5

Zyklen der Arbeitslosenquote in Westdeutschland

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

ze Zyklus hat eine durchschnittliche Länge von 4,2 Jahren, der lange Zyklus eine von 10,6 Jahren. Die größten Ausschläge der zyklischen Komponente sind von Mitte der siebziger bis Mitte der achtziger Jahre zu beobachten. Danach scheint die Amplitude der Zyklen etwas kleiner geworden zu sein. Diese Beobachtung deckt sich mit vielen Analysen für die Entwicklung der Wachstumsraten des Bruttoinlandsprodukts, deren Volatilität seit Anfang bis Mitte der achtziger Jahre offenbar ebenfalls kleiner geworden ist.

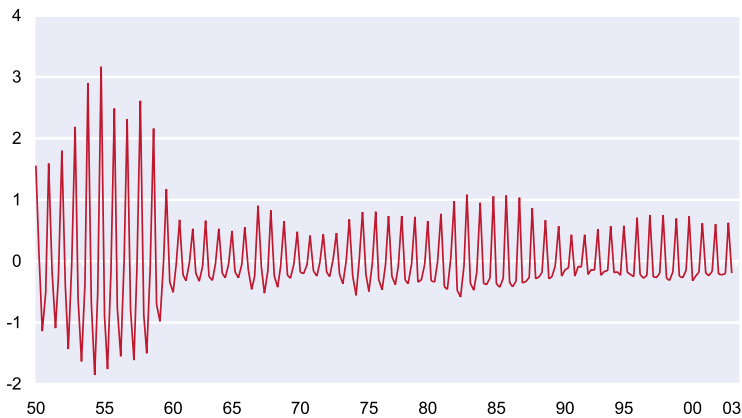
Strukturelle Zeitreihenmodelle erlauben auch eine Prognose der zukünftigen Entwicklung. Viele Studien haben gezeigt, dass kurzfristige Prognosen mit univariaten Zeitreihenmodellen ein gute Qualität aufweisen, obwohl sie nur die eigene vergangene Entwicklung berücksichtigen. Die aktuelle Prognose für die USA bis Ende 2004 lautet, dass die Arbeitslosenquote bis Ende dieses Jahres nochmals leicht um 0,1 Prozentpunkte ansteigt und dann im Verlauf des nächsten Jahres langsam bis auf 6% fällt.

Westdeutschland

Im nächsten Schritt führen wir dieselbe Analyse für die deutschen Arbeitslosenzahlen durch. Zunächst untersuchen wir die Entwicklung für Westdeutschland. Die Trendkomponente startet 1950 mit einem Wert von 11,8% und fällt dann stetig auf das Minimum von 0,6% im Jahre 1965. Danach beobachten wir einen zunächst flachen und ab Mitte der siebziger Jahre steileren Anstieg, der sich dann in den achtziger Jahren abflacht. In den Jahren 1988 bis 1991 fällt der Trendwert leicht von 8,4 auf 8,2%, steigt dann aber nach der Wiedervereinigung ständig an, bis er im ersten Halbjahr 2003 einen Wert von 10,1% erreicht. Die drift-Rate ist zurzeit mit 0,15% zwar nur leicht höher als die der USA. Zu beachten ist aber, dass Deutschland – abgesehen vom leichten Rückgang Ende der achtziger Jahre – über fast vier Jahrzehnte einen Anstieg der Trendkomponente der Arbeitslosigkeit zu verzeichnen hat, während die USA in den letzten beiden Jahrzehnten einen deutlichen Rückgang aufweisen. Am aktuellen Rand ist die Schätzung der Kom-

Abb. 6

Saisonale Komponente der Arbeitslosenquote in Westdeutschland



Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

ponenten unvermeidlich mit einer gewissen Schätzgenauigkeit verbunden. Festzuhalten bleibt aber, dass bis jetzt keinerlei Anzeichen zu beobachten sind, dass der jahrzehntelange Trendanstieg gebrochen ist.

Der obere Teil der Abbildung 5 zeigt den kurzen und den langen Zyklus, der untere Teil den Gesamtzyklus. Der kurze Zyklus hat eine durchschnittliche Länge von 4,7 Jahren, der lange Zyklus eine von 10,3 Jahren. Die Länge der Zyklen ist fast identisch mit denen in den USA. Auffallend ist, dass seit Mitte der sechziger Jahre die Amplitude des kurzen Zyklus deutlich kleiner ist als die des langen Zyklus, während in den USA beide Subzyklen ungefähr dieselbe Amplitude aufweisen. Die Amplituden des Gesamtzyklus hat in beiden Ländern eine ähnliche Größenordnung. Es ist eine interessante Aufgabe für die empirische Wirtschaftsforschung, diese Regelmäßigkeiten inhaltlich zu erklären.

Schließlich zeigt die Abbildung 6 die saisonale Komponente der westdeutschen Arbeitslosenquote. Bemerkenswert sind die starken Ausschläge in den fünfziger Jahren, die unter anderem auf ein damals noch hohes Gewicht von saisonabhängigen Wirtschaftszweigen (Land- und Forstwirtschaft, Bau) zurückzuführen sind. Danach sind nur noch leichte Änderungen des saisonalen Musters zu beobachten.

Da die Trendkomponente weiter ansteigt und wir uns noch für einige Zeit im ansteigenden Ast der zyklischen Komponente befinden, prognostiziert das Modell einen Anstieg der saisonbereinigten westdeutschen Arbeitslosenquote von 9,4% im zweiten Quartal 2003 um 1 Prozentpunkt auf 10,4% im letzten Quartal 2004.

Gesamtdeutschland

Zum Abschluss wird eine Zeitreihe analysiert, die bis zum letzten Quartal 1991 aus den westdeutschen, seit dem ersten Quartal 1992 aus den gesamtdeutschen Werten besteht (für eine ähnliche Vorgehensweise vgl. bspw. Franz, 2003). Wie Abbildung 1 zeigt, tritt beim Übergang selbst nur ein relativ kleiner Sprung auf. Das Auseinanderdriften der west- und der gesamtdeutschen Daten beginnt erst im Verlauf des Jahres 1991. Die Spezifikation des Modells ist aber so flexibel, dass es mit diesem »Bruch« ohne Probleme zurecht kommt.

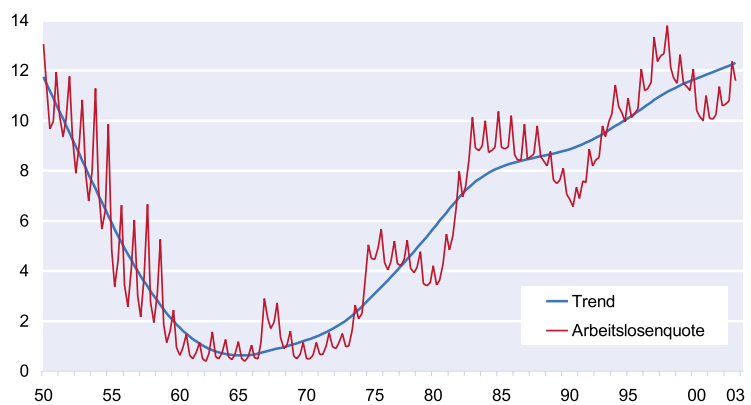
Da sich die saisonale und die zyklische Komponenten für die gesamtdeutschen Daten

nur relativ wenig von den westdeutschen unterscheiden, wird in Abbildung 7 nur der geschätzte Trendwert dargestellt. Im Vergleich zu den westdeutschen Daten entfällt hier der leichte Rückgang der Trendkomponente um das Jahr 1990. Wir schätzen jetzt einen ungebremsten Anstieg des Trends seit Mitte der sechziger Jahre auf 12,3% im zweiten Quartal 2003. Der aktuelle Wert der geschätzten drift-Rate beträgt etwas mehr als 0,25% pro Jahr und ist damit fast doppelt so hoch wie die Anstiegsrate für Westdeutschland.

Im Rahmen einer Phillips-Kurven-Schätzung mit einer zeitvariablen NAIRU findet Franz (2003) für den Zeitraum von 1980 bis ungefähr 1998 einen ähnlichen Verlauf der Trendkomponente (bzw. der NAIRU). Von 1998 bis zum zweiten Quartal 2002 zeigt sie jedoch eine konstante oder sogar leicht fallende Entwicklung und kommt damit zu einer etwas optimistischeren Einschätzung des Niveaus und der Entwicklung der Trendkomponente. Allerdings enthält sein Beobachtungszeitraum nicht die aktuellen letzten vier Quartale mit einem relativ starken Anstieg der Arbeitslosigkeit, die

Abb. 7

Arbeitslosenquote Gesamtdeutschland und ihre Trendkomponente



Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

18 Forschungsergebnisse

möglicherweise zu einer Aufwärtsrevision der Trendschätzung führen würden.

Die Modellprognose für die Entwicklung der saisonbereinigten gesamtdeutschen Arbeitslosenquote in den nächsten sechs Quartalen ist ein Anstieg um 1,2 Prozentpunkte von 11,7% im zweiten Quartal 2003 auf 12,9% im vierten Quartal 2004. Der Grund liegt sowohl in einem trendmäßigen Anstieg von 0,3 Prozentpunkten als auch einem zyklischen Anstieg von 0,9 Prozentpunkten.

Fazit

Die empirische Schätzung der Trend- und Zykluskomponente der deutschen Arbeitslosenquote zeigt deutlich die tiefe Krise auf dem Arbeitsmarkt. Die Trendkomponente ist inzwischen auf einen höheren Wert gestiegen als im Jahre 1950. Noch besorgniserregender ist allerdings, dass die tatsächliche Entwicklung der Arbeitslosenquote keinerlei Hinweis dafür gibt, dass der Anstieg des Trends zum Stillstand gekommen oder dass gar eine Trendwende eingetreten ist. Schätzungen am aktuellen Rand einer Zeitreihe sind immer besonders ungenau und sollten nicht allzu weit in die Zukunft fortgeschrieben werden. Wenn sich allerdings nichts Gravierendes ändert, impliziert das hier geschätzte Modell, dass in den nächsten vier Jahren der Trend der gesamtdeutschen Arbeitslosenquote um einen weiteren Prozentpunkt ansteigen wird. Da die Trendkomponente strukturelle Ursachen der Arbeitslosigkeit widerspiegelt, muss an diesen angesetzt werden. Die Zielsetzung dieses Aufsatzes ist aber rein deskriptiver Natur, deshalb soll hier nicht auf mögliche Reformmaßnahmen eingegangen werden. Das Beispiel der USA zeigt aber deutlich, dass ein lange anhaltender Anstieg der Trendkomponente der Arbeitslosigkeit kein unabänderliches Schicksal ist. Ball und Mankiw (2002) diskutieren mögliche Gründe für den trendmäßigen Rückgang der amerikanischen Arbeitslosenquote.

Kurzfristig betrachtet, d.h. konkret bis zum Ende des nächsten Jahres, wird auch die konjunkturelle Entwicklung zu einer weiteren Verschärfung der Arbeitslosigkeit beitragen. Wir müssen befürchten, dass wir im Winter 2004/05 die höchste Arbeitslosigkeit seit dem Ende des zweiten Weltkriegs erleben werden.

Anhang: Die Spezifikation des Strukturellen Zeitreihenmodells

Für die statistische Analyse der Entwicklung der Arbeitslosenquote verwenden wir in diesem Beitrag ein sog. Strukturelles Zeitreihenmodell (für eine ausführliche Darstellung vgl. Harvey 1989; für eine eher elementare Einführung vgl. Flaig 2003).

Wir zerlegen die Arbeitslosenquote U_t additiv in die Komponenten Trend P_t , Zyklus C_t , Saison S_t und Irreguläre I_t :

$$(1) \quad U_t = P_t + C_t + S_t + I_t$$

Viele Autoren (vgl. beispielsweise Franz 2001, Gordon 1997) modellieren die Trendkomponente der Arbeitslosenquote als einen random walk ohne drift:

$$(2) \quad P_t = P_{t-1} + \eta_t$$

wobei η_t eine zeitlich unkorrelierte Zufallsvariable mit konstanter Varianz ist. Der Wert der Trendkomponente »heute« ist gleich dem Wert in der Vorperiode plus einem Zufallsschock, der das Niveau des Trends permanent ändert.

Diese Spezifikation hat allerdings zwei gravierende Nachteile. Zum ersten kann ein random walk ohne drift nur schwer beispielsweise die Entwicklung der deutschen Arbeitslosenquote beschreiben, die offensichtlich seit Beginn der siebziger Jahre des letzten Jahrhunderts einen permanenten Trendanstieg zeigt. Zum anderen produziert ein random walk einen relativ unruhigen Verlauf der geschätzten Trendkomponente, was gewissen A-priori-Vorstellungen widerspricht. Deshalb setzen die Autoren die Varianz von η_t mehr oder weniger willkürlich auf einen relativ kleinen Wert, der eine Zeitreihe der Trendkomponente erzeugt, die »plausibel« erscheint. Eine viel elegantere und effizientere Spezifikation erhält man, wenn man in das einfache Random-walk-Modell einen drift-Term einführt, der eine systematische Auf- oder Abwärtsbewegung der Zeitreihe zulässt. Der drift-Parameter darf aber nicht konstant sein, da die NAIRU über längere Zeiträume keinen monotonen Anstieg oder Rückgang zeigt, sondern beide Zustände aufweisen kann. Im Folgenden modellieren wir die drift-Rate selbst als einen random walk. Das Modell lautet dann:

$$(3a) \quad P_t = P_{t-1} + \mu_{t-1} + \eta_t$$

$$(3b) \quad \mu_t = \mu_{t-1} + \xi_t$$

Gleichung (3a) beschreibt die Entwicklung des Niveaus der Trendkomponente bei gegebener drift-Rate μ_t , Gleichung (3b) die zeitliche Entwicklung der drift-Rate gemäß dem Modell eines random walk. Dieses sog. lokal-lineare Trendmodell generiert im Allgemeinen einen relativ ruhigen und glatten Trendverlauf, ist aber gleichzeitig auch in der Lage, flexibel auf Trendumschwünge zu reagieren. Dieser Modelltyp wurde unter anderem von Laubach (2001) und Fabiani und Mestre (2001) zur Modellierung der NAIRU verwendet. Auch die Spezifikation als kubische Spline-Funktion (Staiger, Stock und Watson, 1997) oder die Schätzung mittels des Hodrick-Prescott-Filters (Ball und Mankiw 2002) sind eher mit dem lokal-linearen Trendmodell als mit dem einfachen Random-walk-Modell vergleichbar.

Der Ausgangspunkt für die Spezifikation der zyklischen Komponente ist eine stochastische Sinus-Kosinus-Schwingung, deren Phase und Amplitude durch Zufallsschocks verändert werden können. Konkret wird die zyklische Komponente durch das folgende bivariate Gleichungssystem beschrieben (für eine Herleitung vgl. beispielsweise Flaig, 2003):

$$(4) \begin{pmatrix} C_t \\ C_t^* \end{pmatrix} = \rho \begin{pmatrix} \cos \lambda_C & \sin \lambda_C \\ -\sin \lambda_C & \cos \lambda_C \end{pmatrix} \begin{pmatrix} C_{t-1} \\ C_{t-1}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{pmatrix}$$

λ_C bezeichnet die Frequenz der Schwingung, ρ ist ein Dämpfungsfaktor, der die Stationarität von C garantiert und κ und κ^* sind Zufallsschocks, die Phase und Amplitude der zyklischen Komponente beeinflussen. Die Variable C^* erscheint nur aus Konstruktionsgründen und hat keine inhaltliche Bedeutung.

Der Ansatz gewinnt zusätzliche Flexibilität, wenn man zulässt, dass der Gesamtzyklus durch die additive Überlagerung von Subzyklen mit unterschiedlicher Frequenz entsteht. In dieser Arbeit wurden nach entsprechenden Tests sowohl für die deutsche als auch für die amerikanische Arbeitslosenquote jeweils zwei Subzyklen verwandt.

Die Saison wird als Summe zweier sinusförmiger Schwingungen mit den Periodizitäten von zwei und vier Quartalen dargestellt:

$$(5) S_t = S_{t,1} + S_{t,2}$$

Analog zur zyklischen Komponente entwickelt sich jede saisonale Schwingung gemäß der folgenden Rekursionsfunktion:

$$(6) \begin{pmatrix} S_{t,j} \\ S_{t,j}^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \cos \lambda_j & \sin \lambda_j \\ -\sin \lambda_j & \cos \lambda_j \end{pmatrix} \begin{pmatrix} S_{t-1,j} \\ S_{t-1,j}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \omega_{t,j} \\ \omega_{t,j}^* \end{pmatrix}$$

Die saisonalen Frequenzen $\lambda_j, j = 1, 2$, sind gegeben durch $\lambda_j = 2\pi_j / 4$. Die Zufallsschocks ω und ω^* können die Phase und Amplitude der jeweiligen saisonalen Schwingungen verändern und so ein variables Saisonmuster erzeugen.

Die Irreguläre wird als reine Zufallsvariable spezifiziert. Bei der Schätzung war die Varianz dieses Schocks aber praktisch immer null und wird deshalb vernachlässigt.

Das Modell wird mit Hilfe des Kalman-Filters und der Maximum-Likelihood-Methode empirisch geschätzt. Die geschätzten Werte der Komponenten Trend, Zyklus und Saison werden über den sog. Kalman-Glätter erzeugt.

Die geschätzten Parameter sind auf Anfrage vom Autor erhältlich. Die wichtigsten Ergebnisse werden im Text beschrieben.

Literatur

- Ball, L. und N.G. Mankiw (2002), »The NAIRU in Theory and Practice«, *Journal of Economic Perspectives* 16, 115–136.
- Fabiani, S. und R. Mestre (2001), »A System Approach for Measuring the Euro Area NAIRU«, European Central Bank, *Working Paper* No. 65.
- Flaig, G. (2003), »Strukturelle Zeitreihenmodelle. Spezifikation, Schätzung und Anwendungen«, *WIST* 32, 258–263.
- Franz, W. (2001), »Neues von der NAIRU?«, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 221, 256–284.
- Franz, W. (2003), »Will the (German) NAIRU Please Stand up?«, mimeo.
- Gordon, R.J. (1997), »The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy«, *Journal of Economic Perspectives* 11, 11–32.
- Harvey, A. (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Laubach, T. (2001), »Measuring the NAIRU: Evidence from Seven Economies«, *Review of Economics and Statistics* 83, 218–231.
- Staiger, D., J.H. Stock und M.W. Watson (1997), »The NAIRU, Unemployment and Monetary Policy«, *Journal of Economic Perspectives* 11, 33–50.
- Staiger, S., J.H. Stock und M.W. Watson (2001), »Prices, Wages and the U.S. NAIRU in the 1990s«, *NBER Working Paper* No. 8320.

Gibt es einen »New-Economy«-Effekt auf das amerikanische Produktionspotential?

16

Gebhard Flaig

Die hohen Wachstumsraten des amerikanischen BIP während der letzten Jahre haben die Frage aufgeworfen, ob sie »nur« einem starken konjunkturellen Boom zu verdanken sind oder ob nicht auch die langfristige Wachstumsrate des Produktionspotentials angestiegen ist. Zahlreiche Kommentatoren vertreten die These, dass »New Economy«-Effekte einen dauerhaften Wachstumsschub induziert haben. Im folgenden Beitrag wird dieses Problem mit Hilfe von ökonometrischen Zeitreihenmodellen analysiert.

Der lang anhaltende Konjunkturaufschwung der letzten zehn Jahre in den USA, der mit einer relativ niedrigen Inflationsrate und einem beeindruckenden Rückgang der Arbeitslosenquote verbunden war, hat eine Vielzahl von Deutungsversuchen und Analysen angeregt. Einen prominenten Platz nehmen dabei Erklärungsansätze ein, die diese Phänomene auf die so genannte New Economy zurückführen. Es bleibt zwar oft ungeklärt, was »New Economy« im Einzelfall konkret bedeutet, wichtige Elemente sind dabei aber immer der zunehmende Einsatz von neuen Informations- und Kommunikationstechnologien und die wachsende Vernetzung durch das Internet, aber auch die Deregulierung und Globalisierung der Märkte sowie institutionelle Reformen, etwa auf den Gebieten der Sozial-, Arbeitsmarkt- und Steuerpolitik (Felderer 2001).

Die Verfechter der These einer »New Economy« ziehen aus den amerikanischen Erfahrungen der letzten Jahre vielerlei Konsequenzen. Eine davon soll im Folgenden näher analysiert werden, nämlich die Behauptung, dass die Wachstumsrate des Produktionspotentials dauerhaft gestiegen sei (vgl. als Beispiel für viele andere Burckhardt 2000). Besonders klar verdeutlicht diese Position die folgende Aussage: »First, let us look at the facts. The current consensus is that sustainable annual real growth in the US has risen to at least 4 per cent, from 2¹/₂ per cent five years ago« (Checcetti 2001). Dieser »Konsens« zeigt sich beispielsweise in den Projektionen der OECD, die zwischen 1998 und 2000 die geschätzte Wachstumsrate des Produktionspotentials von 2,75% auf 4% erhöht hat (Visco 2001).

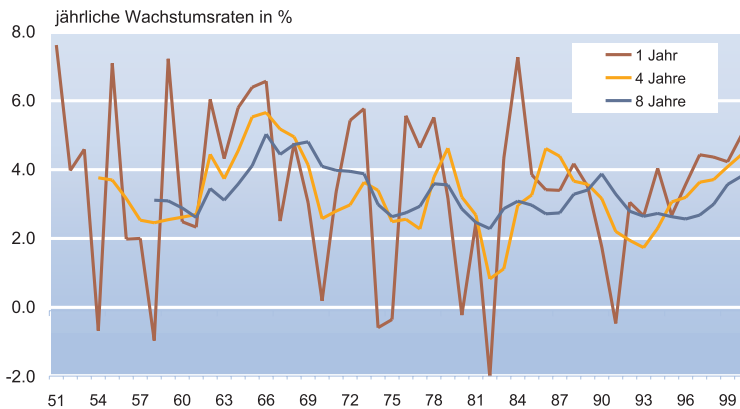
Man kann dies einfach als den üblichen Überschwang abtun, der nach langen konjunkturellen Aufschwungphasen immer wieder um sich greift, so zum Beispiel in den zwanziger und den sechziger Jahren (De Long 1989). Im Folgenden soll die These eines höheren Wachstums des Produktionspotentials anhand einiger statistisch-ökonomischer Verfahren auf ihre Plausibilität überprüft werden.

Ein erster Blick auf die Daten

Um die Entwicklung des amerikanischen realen Bruttoinlandsprodukts in eine längerfristige historische Perspektive zu stellen, analysieren wir im Folgenden die Jahreswerte dieser Variablen über fünf Jahrzehnte von 1950 bis 2000 (Datenquelle: Bureau of Economic Analysis). Aus vielerlei methodischen Gründen sind diese Daten etwa mit den Berechnungen des Statistischen Bundesamtes für das deutsche Bruttoinlandsprodukt nur bedingt kompatibel (vgl. etwa Nierhaus 2001).

Abbildung 1 zeigt die jährliche Wachstumsrate des realen BIP sowie vier- und achtjährige (einseitige) gleitende Durchschnitte dieser Variablen. Bereits hier ergibt sich ein viel differenzierterer Eindruck, als es der von manchen gepflegte Mythos eines in der Geschichte noch nicht erlebten über zehnjährigen Booms suggeriert. Nach der Rezession im Jahre 1991 mit einem Rückgang der gesamtwirtschaftlichen Produktion um fast 0,5% beobachten wir die höchste Wachstumsrate in diesem Aufschwung im Jahr 2000 mit 5%. In den ersten 24 Jahren des Untersuchungszeitraums von 1950 bis einschließlich 1973 gibt es neun Jahre, im 17-jährigen Zeitraum

Abb. 1
Wachstumsraten des realen BIP, gleitende Durchschnitte



Quelle: Bureau of Economic Analysis, eigene Berechnungen.

1974 bis 1990 immerhin noch drei Jahre mit höheren Wachstumsraten. Vor allem die ersten Jahre nach der Rezession 1991 weisen eine relativ schwache Wachstumsdynamik auf. Auch die vier- und achtjährigen gleitenden Durchschnitte zeigen kein außergewöhnliches Bild. Die Maximalwerte des neunziger Aufschwungs aus dem Jahre 2000 wurden in den jeweiligen Boomphasen der sechziger, siebziger und achtziger Jahre ebenfalls erreicht oder gar übertroffen (vgl. für eine ähnliche Argumentation Zarnowitz 2000).

Außergewöhnlich sind nur die lange Dauer des letzten Aufschwungs und die relativ hohen Wachstumsraten in den Jahren 1998 bis 2000, der (vermutlichen) Spätphase dieses Zyklus. Vielleicht ist dies ja ein »New-Economy«-Effekt, vielleicht aber auch nur eine gewisse Kompensation der schwachen Performance in der Frühphase des Aufschwungs. Wie auch immer, dem unbefangenen Beobachter erscheint es merkwürdig, wie aufgrund der Erfahrungen von wenigen Jahren so weitreichende Schlussfolgerungen gezogen werden können wie die, dass die Trendwachstumsrate jetzt um 1½ Prozentpunkte höher sei als vor fünf Jahren.

Ohne dass offengelegt wird, was man unter einem Trend konkret versteht und wie man ihn schätzt, ist eine solche Aussage inhaltsleer. Wenn man beispielsweise den Trend durch einen achtjährigen gleitenden Durchschnitt operationalisieren würde, wäre das Trendwachstum im Jahre 2000 um mehr als einen Prozentpunkt höher als vor fünf Jahren. Warum vertrauen wir nicht ohne weiteres einer solchen Zahl? Eine Antwort gibt die Abbildung 1, aus der wir ersehen können, dass ähnliche Anstiege der Wachstumsrate bereits in früheren Jahrzehnten stattgefunden haben, die in den folgenden Konjunkturabschwüngen aber immer wieder durch entsprechende Rückgänge kompensiert wurden. Aus dem Anstieg der Wachstumsraten in den letz-

ten Jahren auf eine höhere Trendwachstumsrate zu schließen, wäre also nur dann möglich, wenn man davon ausgeht, dass sich die Wachstumsdynamik in der Zukunft ganz anders verhält als in der Vergangenheit. Wie bereits in der Einleitung erwähnt, sind solche Proklamationen schon früher gemacht worden. Aber sie haben sich immer als voreilig erwiesen.

Deshalb soll im Folgenden auch nicht Prophetie im Mittelpunkt stehen, sondern vielmehr die sorgfältige Analyse der Frage, ob es tatsächlich einen Hinweis darauf gibt, dass sich die Trendwachstumsrate des amerikanischen BIP in den letzten Jahren erhöht hat. Generell handelt es sich um das Problem, die beobachtete Zeitreihe in eine

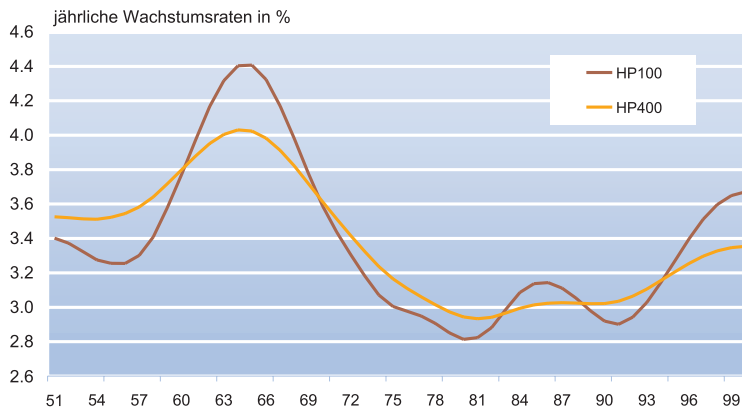
Trend- und eine Zykluskomponente zu zerlegen. Dafür gibt es eine Vielzahl von Methoden (Canova 1998). Eine besondere Popularität hat seit einiger Zeit der Hodrick-Prescott-Filter gewonnen (Hodrick-Prescott 1997). Er wird unter anderem auch von der EU-Kommission zur Schätzung der so genannten Output gaps herangezogen. Beim HP-Filter wird die beobachtete Zeitreihe y (zum Beispiel die logarithmierten Werte des realen BIP) über ein bestimmtes Glättungsverfahren additiv in die Trendkomponente y^P und in die Konjunkturkomponente y^C zerlegt. Formal wird y^P geschätzt, indem die Zielfunktion

$$(1) \quad \sum_{t=1}^T \left\{ (y_t - y_t^P)^2 + \lambda \left[(y_t^P - y_{t-1}^P) - (y_{t-1}^P - y_{t-2}^P) \right]^2 \right\}$$

bei vorgegebenem λ hinsichtlich y^P minimiert wird. Der erste Term »bestraft« eine Abweichung des Trendwerts vom beobachteten Wert, der zweite Term eine zeitliche Variation der Veränderungsrate des Trends. λ ist ein Glättungsparameter, der das relative Gewicht dieser beiden sich im Allgemeinen widersprechenden Zielsetzungen bestimmt. Für große λ wird ein glatter Trendverlauf erzwungen, für kleine λ passt sich der geschätzte Trend stark der tatsächlichen Entwicklung der Zeitreihe an. Im Allgemeinen wird der Parameter λ mehr oder weniger willkürlich gewählt. Für Jahreswerte hat sich als Standard der Wert $\lambda = 100$ durchgesetzt.

In der Abbildung 2 sind für $\lambda = 100$ und für $\lambda = 400$ (ein Wert, der oft für Halbjahresdaten verwandt wird) die Wachstumsraten der Trendkomponente des amerikanischen realen BIP dargestellt. Der HP100 zeigt seit Beginn der neunziger Jahre einen Anstieg der Trendwachstumsreihe von 2,9% auf 3,6%, der HP400 einen Anstieg von 3,0% auf 3,4%. Das könnte für die Zukunft optimistisch stimmen, wenn auch die Veränderung weit unter derjenigen liegt, die Checcetti

Abb. 2
Wachstumsraten der Trendkomponente des HP-Filters



Quelle: Bureau of Economic Analysis, eigene Berechnungen.

(2001) behauptet. Was jedoch zur Vorsicht mahnt, sind die zyklischen Verläufe in der Vergangenheit. So hat vor allem der Boom in den sechziger Jahren zu einem starken Anstieg geführt, der nicht permanent war. In abgeschwächter Form ist dies auch in den achtziger Jahren zu beobachten.

Am aktuellen Rand ist zu beachten, dass der HP-Filter ein einseitiger gleitender Durchschnitt wird, der die Trendkomponente in starkem Maße der aktuellen Entwicklung nachführt. Kommen im Zeitablauf neue Daten hinzu, erfolgt oft über mehrere Jahre eine deutliche Revision des geschätzten Trend- und Konjunkturverlaufs. Sollte das Wachstum des BIP in den USA in den Jahren 2001 und 2002 auf 2% oder gar darunter fallen, würden die für das Jahr 2000 ausgewiesenen Wachstumsraten für die Trendkomponente deutlich nach unten revidiert werden, so dass ein ähnlicher Verlauf wie in den achtziger Jahren entsteht. Die einzige wirklich permanente Änderung der Trendwachstumsrate hat zu Beginn der siebziger Jahre stattgefunden. Nach 1975 war die durchschnittliche Trendwachstumsrate in der Größenordnung von gut einem halben Prozentpunkt kleiner als in den fünfziger Jahren.

Ein Problem mit den bisher präsentierten Ergebnissen ist, dass sie in starkem Maße auf ad-hoc-Annahmen beruhen. Sowohl die Länge der gleitenden Mittel als auch der Glättungsparameter λ beim HP-Filter sind mehr oder weniger willkürlich vorgegeben worden. Im folgenden Abschnitt soll die Analyse mit einem stärker strukturell orientierten Modellansatz durchgeführt werden.

Ein strukturelles Zeitreihenmodell

Im Folgenden wird ein Zeitreihenmodell spezifiziert, in dem die beobachteten Werte y_t des logarithmierten realen Bruttoinlandsprodukts zerlegt werden in eine Trend- oder Po-

tentialkomponente T_t , eine zyklische Konjunkturkomponente C_t und eine irreguläre Komponente I_t :

$$(2) \quad y_t = T_t + C_t + I_t$$

Jede dieser Komponenten wird durch ein stochastisches Zeitreihenmodell beschrieben, das gewisse a-priori-Vorstellungen über seine dynamischen Eigenschaften repräsentiert (für eine allgemeine Darstellung dieses Modelltyps vgl. Harvey 1989, für eine Anwendung auf saisonale Daten vgl. Flaig 2000).

Die Trendkomponente beschreibt das langfristige Wachstumsverhalten der Volkswirtschaft. Sie ist wie folgt spezifiziert:

$$(3) \quad T_t = T_{t-1} + \mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad , \quad \text{var}(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2.$$

Das Produktionspotential in der Periode t ist gleich dem Produktionspotential in der Vorperiode plus der Wachstumsrate μ des Potentials plus einem stochastischen Niveaueffekt ε_t , der durch permanent wirkende Produktivitätsschocks erzeugt werden kann.

Die Wachstumsrate des Potentials ist ebenfalls zeitvariabel und wird durch einen Random walk rekursiv definiert:

$$(4) \quad \mu_t = \mu_{t-1} + \gamma_1 DD_t + \xi_t \quad , \quad \text{var}(\xi_t) = \sigma_\xi^2.$$

Die Wachstumsrate der Trendkomponente »heute« ist gleich der Wachstumsrate dieser Komponente »gestern« plus einer Veränderung, die sich additiv zusammensetzt aus dem deterministisch modellierten Teil $\gamma_1 DD_t$ und dem stochastisch spezifizierten Teil ξ_t .

DD_t ist eine Dummy-Variable mit den möglichen Ausprägungen 0 und 1. Ist DD_t in einer bestimmten Periode gleich 1, ändert sich die Wachstumsrate des Potentials ab dieser Periode permanent um den Wert γ_1 , und die Trendkomponente hat an dieser Stelle einen Knick. Dieser Ansatz wird hier dazu benutzt, um eine mögliche permanente Reduktion der Potentialwachstumsrate durch Ölpreisschocks und dergleichen aufzufangen. Die Zufallsvariable ξ_t misst weitere un beobachtete Effekte auf die langfristige Wachstumsrate μ .

Die Konjunktur- oder Zykluskomponente C_t beschreibt die mehrjährigen Schwankungen der Produktion um den lang-

fristigen Trend. Diese Komponente wird hier als ein stationärer autoregressiver Prozess der Ordnung p modelliert:

$$(5) \quad C_t = \varphi_1 C_{t-1} + \varphi_2 C_{t-2} + \dots + \varphi_p C_{t-p} + \omega_t, \quad \text{Var}(\omega_t) = \sigma_\omega^2.$$

Dabei ist ω_t ein konjunktureller Schock. Die stochastische Differenzgleichung (5) beschreibt den Transmissionsmechanismus, gemäß dem sich ein solcher Schock in den Folgeperioden über verschiedene Multiplikator- und Akzeleratoreffekte auf die konjunkturelle Entwicklung auswirkt.

Die irreguläre Komponente I_t enthält schließlich alle Effekte, von denen angenommen wird, dass sie sich nur in der laufenden Periode auswirken. Wir modellieren die Irreguläre als eine Zufallsvariable u_t :

$$(6) \quad I_t = u_t, \quad \text{var}(u_t) = \sigma_u^2.$$

Das Modell wird vervollständigt durch die Spezifikation der Anfangsbedingungen. Da alle Komponenten rekursiv definiert sind, müssen über die Verteilung in den Vor-Sample-Perioden bestimmte Annahmen getroffen werden. Da die Trendkomponente T und die Driftkomponente μ jeweils als Random walk modelliert wurden, wird eine so genannte diffuse a-priori-Verteilung verwandt, bei der die Anfangswerte auf Null und die Varianzen auf einen sehr hohen Wert gesetzt werden. Die Anfangswerte der Konjunkturkomponente werden durch die unbedingte Verteilung von C_t spezifiziert.

Gegeben die Anfangswerte für die unbeobachteten Komponenten und die Modellparameter, liefert der Kalman-Filter für jede Periode sequentiell eine Schätzung für die Komponenten und eine Prognose für die beobachtete Variable y_t . Die Parameter werden mit der Maximum-Likelihood-Methode so geschätzt, dass – grob gesprochen – die Varianz der Prognosefehler minimiert wird.

Die für eine bestimmte Periode t geschätzten Werte der Komponenten benutzen nur die Beobachtungen vom Beginn des Samples bis einschließlich dieser Periode. Dies sind die so genannten »gefilterten« Werte. Nun ist es aber intuitiv einsichtig, dass der Potentialwert einer bestimmten Periode mit größerer Präzision geschätzt werden kann, wenn man zusätzlich die Entwicklung der beobachteten Variablen nach dieser Periode berücksichtigt. Der Kalman-Filter bietet die Möglichkeit, unter Ausnutzung aller Daten des Samples so genannte »geglättete« Wer-

te zu berechnen. Gegeben das Modell, sind dies die optimalen Schätzungen für die unbeobachteten Komponenten. Diese geglätteten Schätzungen verwenden wir für die spätere Interpretation der Ergebnisse.

Empirische Ergebnisse des strukturellen Zeitreihenmodells

Als Basismodell wurde zunächst eine Variante geschätzt, bei der auf eine mögliche deterministische Modellierung von Trendbrüchen (vgl. Gleichung (4)) verzichtet wurde. Da die Varianz des Störterms ε in der Niveaugleichung (3) immer völlig insignifikant war, ist der Parameter σ_ε^2 in den im Folgenden präsentierten Ergebnissen auf den Wert Null restringiert worden. Die geschätzten Parameter sind in der Version 1 im Anhang angegeben.

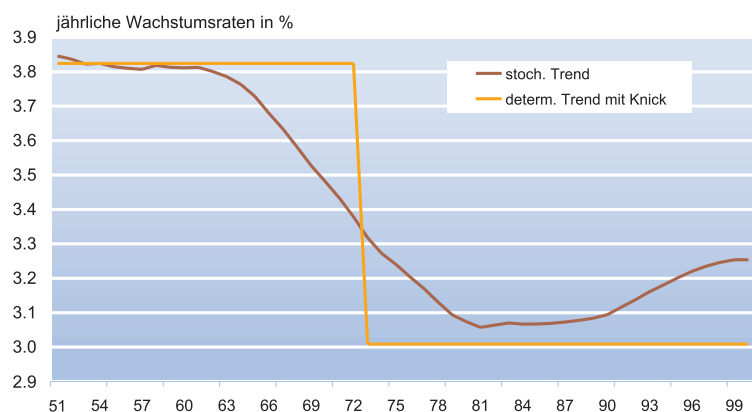
Abbildung 3 zeigt die geschätzte Trendwachstumsrate (»stochastischer Trend«). Bis ungefähr 1963 schwankt diese um 3,8%, fällt dann bis zum Jahr 1981 auf das Minimum von 3,05% zurück und steigt dann wieder stetig an auf 3,25% in den Jahren 1999 und 2000. In den neunziger Jahren ist damit ein bescheidener Anstieg von weniger als 0,2 Prozentpunkten zu konstatieren.

Möglicherweise ist sogar dieser kleine Effekt überschätzt. Die (wenn auch nur schwach signifikante) positive Varianz der Störterms ξ in der Gleichung (4) bewirkt, dass anhaltende Veränderungen der Wachstumsrate des BIP gemäß dem Kalman-Algorithmus teilweise der Trendwachstumsrate »zuge schlagen« werden. Wie bereits beim HP-Filter beobachtet, ist die dominierende Veränderung der starke Rückgang der Trendwachstumsrate während der siebziger Jahre.

Deshalb stellt sich die Frage, welche Konsequenzen auftreten, wenn man diese Verlangsamung des Wachstumspro-

Abb. 3

Wachstumsraten der Trendkomponente des strukturellen Zeitreihenmodells



Quelle: Bureau of Economic Analysis, eigene Berechnungen.

20 Forschungsergebnisse

zesses nicht über die unbeobachtete Störvariable ξ modelliert, sondern über eine deterministische Dummy-Variablen DD (vgl. Gleichung (4)). Diese Version 2 erzeugt einen plötzlichen Sprung in der Trendwachstumsrate und damit einen Knick im Trendverlauf selbst. Mehrere Tests haben ergeben, dass die besten Resultate erzielt werden, wenn ein solcher Trendbruch im Jahre 1973 angenommen wird. Lässt man einen solchen Bruch zu, wird die Varianz von ξ völlig insignifikant.

Die Schätzergebnisse dieser Version 2, bei der σ_ξ gleich Null gesetzt wurde, sind im Anhang angegeben. Die Implikationen für die Trendwachstumsrate zeigt die Abbildung 3 (»deterministischer Trend mit Knick«). Nach dieser Version wird die Trendwachstumsrate bis 1973 auf 3,8% geschätzt, ab diesem Jahr fällt sie auf einen Wert von 3,0%.

Die unterschiedlichen Trendverläufe implizieren auch unterschiedliche Schätzungen für die zyklische Komponente, die als Output gap interpretiert werden kann. Abbildung 4 zeigt, dass über die gesamten 50 Jahre die Einschätzung der konjunkturellen Lage im Allgemeinen nicht sehr stark differiert. Ausnahmen sind die Periode um 1973 und die letzten paar Jahre. Beispielsweise weist für das Jahr 2000 die Version 1 mit einem stochastischen Trend eine Abweichung der gesamtwirtschaftlichen Produktion von 2,2% zum Trend auf, die Version 2 eine Abweichung von 3,7%. Diese unterschiedliche Einschätzung der konjunkturellen Lage hat auch Auswirkungen auf die vom Modell generierten Prognosen für das Jahr 2001. Da Modell 1 eine relativ geringe Produktionslücke schätzt, prognostiziert es für dieses Jahr eine weitere konjunkturelle Expansion und eine Wachstumsrate von 3%. Modell 2 »sieht« die amerikanische Wirtschaft im Jahr 2000 bereits auf einem konjunkturellen Hochpunkt und prognostiziert für 2001 eine Wachstumsrate von nur 1,9%.

Welches Modell liefert nun eine bessere Beschreibung der zeitlichen Entwicklung des amerikanischen BIP? Wie der

Standardfehler für die Ein-Schnitt-Prognosen zeigt, schneidet die Version 2 besser ab als die Version 1. Auch bei anderen Tests (Autokorrelation der Residuen, CUSUM-Tests auf Strukturbruch, Akaike- und Schwartz-Informationskriterium) ist die Version 2 der Version 1 vorzuziehen.

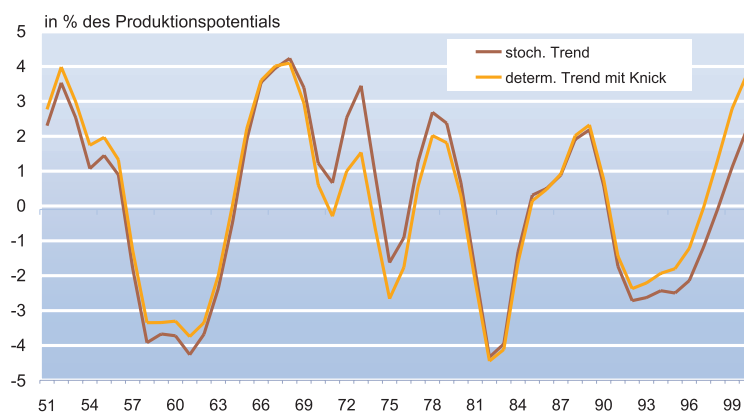
Neben den hier präsentierten Modellen wurde eine Reihe von weiteren Varianten geschätzt, die aber keine wesentlichen neuen Ergebnisse brachten. Als Schlussfolgerung kann festgehalten werden, dass ein relativ einfaches Modell, bei dem die Wachstumsrate des Produktionspotentials von 1950 bis 1973 3,8% und für die gesamte Periode danach 3,0% beträgt und bei dem die konjunkturelle Komponente durch einen stationären autoregressiven Prozess vierter Ordnung abgebildet wird, die zeitliche Entwicklung des amerikanischen realen Bruttoinlandsprodukts über fünf Jahrzehnte hinweg beschreiben kann, ohne dass ein Strukturbruch zu diagnostizieren wäre. Ist dieses Modell in seinen Grundannahmen korrekt, haben die USA in den neunziger Jahren keine Erhöhung der langfristigen Wachstumsrate erfahren, sondern »nur« einen langanhaltenden konjunkturellen Aufschwung, der sich wieder zurückbilden wird. Dieser Boom kann durchaus seine treibende Kraft »New-Economy«-Effekten verdanken, die auch für den bemerkenswerten Anstieg der Arbeitsproduktivität gesorgt haben (vgl. etwa Gordon 2000, der auch für diese Variable eine starke zyklische Komponente behauptet).

Schlussfolgerung

Nach einigen Jahren eines Booms stellt sich immer die Frage, ob die relativ hohen Wachstumsraten ein »neues Zeitalter« anzeigen, in dem das Produktionspotential langfristig stärker wächst, oder ob sie lediglich ein zyklisches Phänomen widerspiegeln, das nur von temporärer Natur ist und durch eine nachfolgende Rezession wieder neutralisiert wird.

Abb. 4

Konjunkturkomponente des strukturellen Zeitreihenmodells



Es liegt in der Natur der Sache, dass diese Frage letztlich immer erst im Nachhinein definitiv zu beantworten ist. Eine statistische Analyse der Wachstumsraten der amerikanischen Wirtschaft während der letzten fünf Jahrzehnte zeigt aber, dass bis jetzt die empirische Evidenz nicht so überwältigend ist, dass eine permanente Änderung des Wachstums des Produktionspotentials als die beste Interpretation der Dynamik der letzten Jahre zu akzeptieren ist. Die plausibelste These ist, dass Amerika in den neunziger Jahren einen konjunkturellen Boom erlebt hat, der jetzt zu Ende geht. Das Urteil über den »wahren« Charakter der Wachstumsdynamik der neunziger Jahre kann erst in ein paar Jahren gesprochen werden. Sollte die

Abkühlung der gesamtwirtschaftlichen Aktivität nur kurz sein und bald wieder Wachstumsraten von deutlich über 3% erreicht werden, könnte möglicherweise eine permanente Erhöhung der Potentialwachstumsrate konstatiert werden. Nach dem hier präsentierten Modell ist dies aber eher ein unwahrscheinliches Szenario. Viel eher sind ein bis zwei Jahre lang Wachstumsraten von 2% oder niedriger zu erwarten.

Literatur

- Burckhardt, Chr. (2000), »New Economy beschert der Geldpolitik noch mehr Unsicherheit«, *Börsen-Zeitung* vom 30. Dezember.
- Bureau of Economic Analysis (2000), *Survey of Current Business*, Internet: www.bea.doc.gov/bea/pubs.htm.
- Canova, F. (1998), »Detrending and Business Cycle Facts«, *Journal of Monetary Economics* 41, 475–512.
- Ceccetti, St. (2001), »Contagion and the new economy«, *Financial Times* vom January 2.
- De Long, J.B. (1999), »Introduction to the Symposium on Business Cycles«, *Journal of Economic Perspectives* 13, 19–22.
- Felderer, B. (2001), »Warum unterscheiden sich die langfristigen Wachstums- und Produktivitätstrends Europas und der USA?«, *ifo Schnelldienst* 54 (1), 15–23.
- Flaig, G. (2000), »Arbeitstageeffekt und Bruttoinlandsprodukt. Eine empirische Analyse mit einem strukturellen Komponentenmodell«, *ifo Schnelldienst* 53 (22-23), 12–17.
- Gordon, R.J. (2000), »Does the 'New Economy' Measure up to the Great Inventions of the Past?«, *Journal of Economic Perspectives* 14, 49–74.
- Harvey, A. (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge: University Press.
- Hodrick, R. und E. Prescott (1997), »Post-war Business Cycles: An Empirical Investigation«, *Journal of Money, Credit, and Banking* 29, 1–16.
- Nierhaus, W. (2001), »Wirtschaftswachstum in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen: Ein Vergleich Deutschland – USA«, *ifo Schnelldienst* 54 (3), 41–51.
- Visco, I. (2001), *Challenges and Risks for the World Economy*, Vortrag auf der CESifo-Konferenz »Outlook on the World Economy and the European Economy«.
- Zarnowitz, V. (2000), »The Old and the New in U.S. Economic Expansion of the 1990s«, *NBER Working Paper* 7721.

Anhang: Schätzergebnisse

In der nachfolgenden Übersicht sind die geschätzten Parameterwerte für die beiden im Text erläuterten Modellversionen angegeben (in Klammern der t-Wert):

	Version 1	Version 2
Trend		
σ_ε	---	---
σ_ξ	0,0013 (1,2)	---
γ_1	---	-0,0079 (4,0)
Zyklus		
φ_1	1,6290 (3,0)	1,7193 (4,5)
φ_2	-1,3721 (1,4)	-1,6391 (2,4)
φ_3	0,8583 (1,1)	1,0835 (2,0)
φ_4	-0,3363 (1,0)	-0,4822 (1,9)
σ_ω	0,0116 (2,0)	0,0095 (2,8)
Irreguläre		
σ_u	0,0104 (3,6)	0,0108 (4,1)
Standardfehler Prognose	0,0226	0,0199

Ein wichtiger Schritt auf dem Weg zur europäischen Integration war die Gründung der Europäischen Währungsunion (EWU). Im Zuge dessen übernahm die Europäische Zentralbank im Januar 1999 die Verantwortung für eine einheitliche Geldpolitik im Euroraum von den nationalen Zentralbanken. Durch die Währungsunion entfallen die Wechselkursrisiken – insbesondere Schwankungen, die durch destabilisierende Spekulation initiiert werden – beim Handel innerhalb der Währungsunion. Dies führt zu niedrigeren Transaktionskosten und auf den Finanzmärkten zu geringeren Risikoprämien. Eine Integration der Finanz- und Gütermärkte im Euroraum ist die Folge. Es stellt sich jedoch die Frage, welche weitergehenden Auswirkungen die einheitliche Geldpolitik im Euroraum hat, da für alle Mitgliedstaaten derselbe nominale Zinssatz durch die Notenbank festgelegt wird. Im Folgenden soll untersucht werden, welche Probleme sich für den Euro-Währungsraum auch aufgrund seiner besonderen Charakteristika daraus ergeben haben. Insbesondere sollen zunächst die Ursachen für noch bestehende Unterschiede zwischen den Ländern der EWU diskutiert und die Frage beantwortet werden, inwiefern der Wegfall des nominalen Wechselkurses als Anpassungsmechanismus bei asymmetrischen Schocks und die einheitliche Geldpolitik selbst länderspezifische (asymmetrische) Reaktionen hervorrufen.

Ein besonderes Problem in Europa könnte entstehen, wenn eine Divergenz der Inflationsraten, etwa durch heterogene Strukturen in den Mitgliedstaaten, persistent ist. Ein Land mit dauerhaft höheren Inflationsraten hat in einer Währungsunion den Vorteil niedrigerer Realzinsen. Bei niedrigen Realzinsen werden sich mehr reale Investitionen z.B. in Immobilien lohnen als in den Ländern mit höheren Realzinsen. Als Resultat ergibt sich ein tendenziell höherer Investitionsanteil an der gesamtwirtschaftlichen Produktion, die sich dadurch selbst auch erhöht. Aus der höheren Inflationsrate resultiert aber gleichzeitig eine stetige Verschlechterung der Wettbewerbsposition, da Preise und Löhne stärker steigen als im Partnerland. Der reale Wechselkurs der beiden Länder divergiert somit stetig. Während also Realzinsdifferenzen zu einer dauerhaft unterschiedlichen Entwicklung beitragen, führt der reale Wechselkurs eher zu einer Konvergenz zwischen den Ländern einer Währungsunion. Letztlich stellt sich die Frage, welcher dieser Mechanismen überwiegt. Die EZB (2003; 2005) argumentiert hier, dass mittelfristig der Wettbewerbskanal die »entscheidende Triebfeder für eine Anpassung« sein wird. Vor diesem Hintergrund untersucht der Beitrag, inwiefern sich diese Behauptung mit realwirtschaftlichen Daten der Euro-Mitgliedsländer bestätigen lässt.

Wirtschaftliche Entwicklung in der europäischen Währungsunion – Fortsetzung des Konvergenzprozesses?

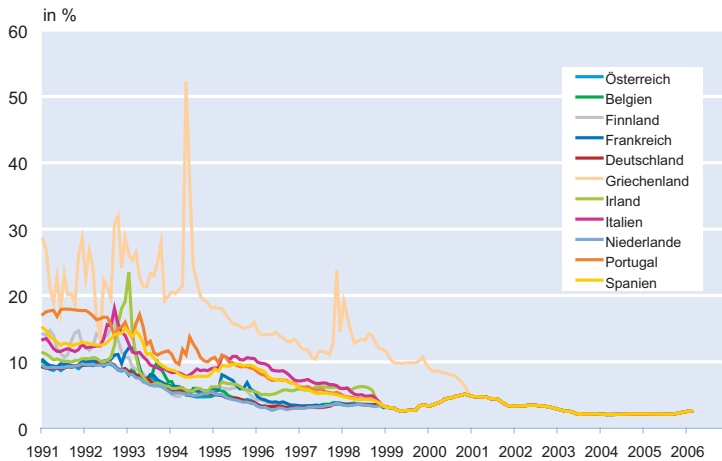
Ein bemerkenswerter Konvergenzprozess prägte die wirtschaftliche Entwicklung der Teilnehmerstaaten an der EWU in den neunziger Jahren des letzten Jahrhunderts. Wie in den Maastrichter Kriterien gefordert, näherten sich Inflationsraten und Zinssätze einander an. Sowohl die Geldmarktzinssätze (vgl. Abb. 1) als auch die Zinsen auf langfristige Staatstitel (vgl. Abb. 2) liegen heute auf einem einheitlichen niedrigeren Niveau und haben da-

mit die Finanzierungsbedingungen in fast allen Ländern nachhaltig verbessert.

Auch die Inflationsraten in Europa näherten sich vom Beginn der 1. Stufe zur EWU 1991 bis zur 3. Stufe der Einführung des Euro 1999 einander an, wie der Rückgang der Standardabweichung der nationalen Inflationsraten in Abbildung 3 anschaulich verdeutlicht. Schließt man Griechenland zunächst von dieser Analyse aus, dann fällt auf, dass im Zuge der Einführung des Euro die Dispersion der Inflationsraten der künftigen Mitgliedsländer eineinhalb Jahre vor Einführung der gemeinsamen Währung am niedrigsten war. Gleichzeitig konnte auch das durchschnittliche Niveau der Inflationsraten in den einzelnen Ländern auf einen niedrigeren Wert gesenkt

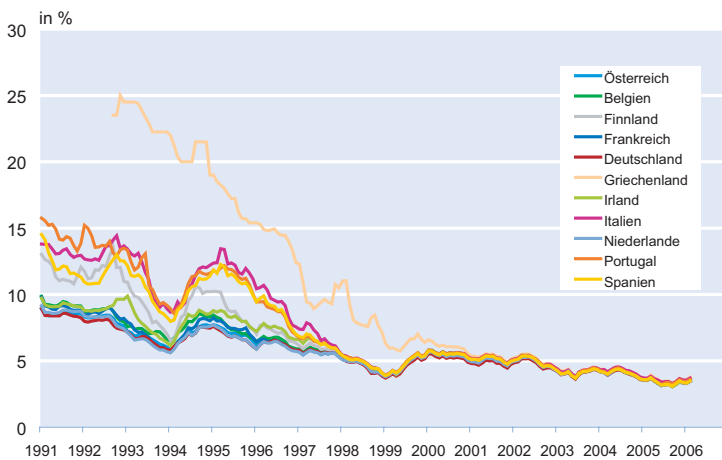
* Stephan Sauer ist wissenschaftlicher Mitarbeiter am Seminar für Makroökonomie an der Ludwig-Maximilians-Universität München.

Abb. 1
Drei-Monatszinssätze am Interbankenmarkt



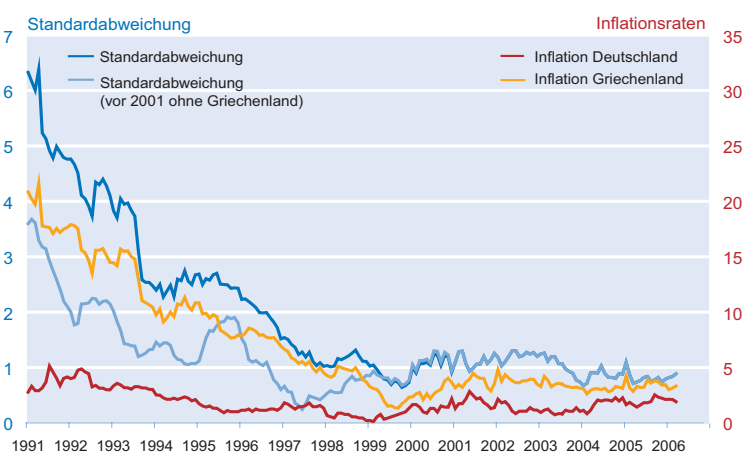
Quelle: Eurostat.

Abb. 2
Zinssätze auf langfristige Staatsanleihen



Quelle: Eurostat.

Abb. 3
Standardabweichungen der Inflationsraten der EWU-Staaten

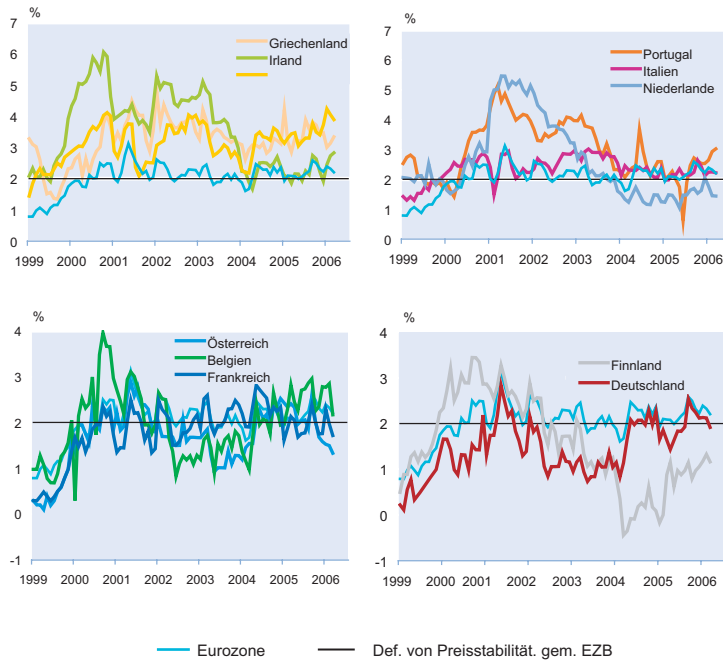


Quelle: Eurostat; Berechnungen der Autoren.

werden. In Abbildung 3 ist dies am Beispiel von Griechenland als Land mit der ehemals höchsten Inflation und Deutschland nochmals veranschaulicht. Betrachtet man nun die nähere Vergangenheit, insbesondere seit Einführung des Euro 1999, etwas genauer, so beobachtet man, dass die Konvergenz der Inflationsraten zunächst zum Stillstand gekommen zu sein scheint. Zum einen sinkt seit 1999 die Standardabweichung nicht mehr spürbar. Zum anderen beobachtet man jeweils dauerhafte Abweichungen vom Mittel des Euroraums in eine bestimmte Richtung. Manche Länder – insbesondere Spanien, Griechenland und Irland – wiesen in den ersten Jahren der Währungsunion konstant überdurchschnittliche Inflationsraten auf (vgl. Abb. 4). In etwas abgeschwächter Form gilt dies auch für Italien und Portugal. In anderen Ländern, vor allem in Deutschland und Finnland, sind die Preise für die meiste Zeit unterdurchschnittlich gestiegen. Insbesondere in Deutschland lag die Inflationsrate der vergangenen Jahre immer unter der des Euroraums. Österreich, Belgien und Frankreich wiesen Inflationsraten auf, die in etwa dem Durchschnitt des Euroraums entsprachen oder darunter lagen. In jüngerer Vergangenheit beobachtet man vor allem in Spanien und Griechenland überdurchschnittliche Preissteigerungsraten. Aber auch Italien hat zuletzt dazu beigetragen, dass die Inflationsrate im Euroraum leicht über den Wert von 2% gestiegen ist, welchen die Europäische Zentralbank mit einer stabilen Preisentwicklung noch für vereinbar hält. Im Gegensatz dazu beobachtet man am aktuellen Rand vor allem in Finnland, aber auch in Deutschland, Frankreich und den Niederlanden vergleichsweise niedrige Inflationsraten. Obwohl im vergangenen Jahr zumindest kein weiteres Auseinanderlaufen der Preissteigerung zu beobachten war, stellt sich die Frage, warum die Inflationsunterschiede auf Dauer bestehen bleiben. Dies ist von besonderem Interesse, wenn Inflationsdifferenzen mit unterschiedlichen realwirtschaftlichen Entwicklungen einhergehen. Hierauf wird in den folgenden Abschnitten ausführlich eingegangen.

Inwiefern wird der nominale Konvergenzprozess von einer realwirtschaftlichen Konvergenz begleitet? Abbildung 5 zeigt das reale Bruttoinlandsprodukt pro Kopf der Mitglieder der EWU von 1975 bis 2004. Eine reale

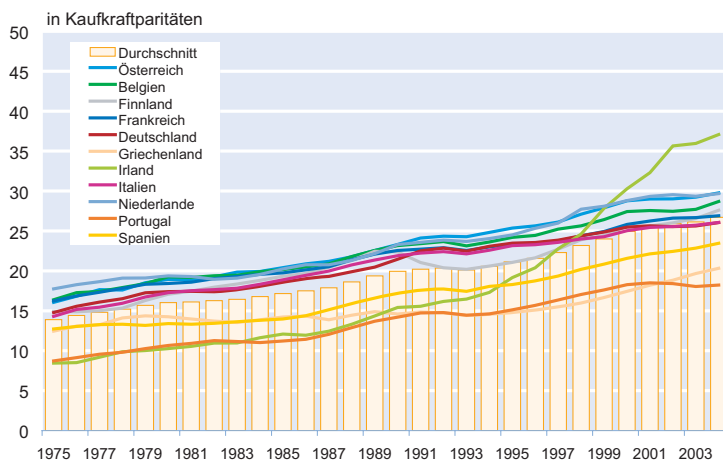
Abb. 4
Inflation der Konsumentenpreise der EWU-Mitgliedstaaten



Quelle: Eurostat.

Konvergenz der betrachteten Länder zu einem einheitlichen Niveau ist nicht eindeutig festzustellen. Ein deutlicher Aufholprozess hat hingegen in Irland stattgefunden, das sich nunmehr an der Spitze der Länder findet, nachdem es Ende der achtziger Jahre noch zu den ärmsten Ländern gehörte. In Portugal hat sich der Abstand zu den reicheren Volkswirtschaften nicht verkleinert, so dass Portugal nun das niedrigste BIP pro Kopf ausweist. Am unteren Ende finden sich zu Beginn der neunziger Jahre auch Griechenland und Spanien. Finnland verzeichnete nach dem Ende der Sow-

Abb. 5
BIP pro Kopf



Quelle: World Development Indicators.

jetunion eine Rezession, liegt nun aber etwa im Durchschnitt.

Um etwas genauere Aussagen darüber treffen zu können, in welchen Ländern der Währungsunion ein Aufholprozess stattgefunden hat, zeigt Abbildung 6 die Wachstumsraten des BIP pro Kopf seit 1991 und den ungewichteten Durchschnitt der Mitgliedstaaten. Auch hier wird deutlich, dass Irland überdurchschnittlich gewachsen ist. Ein im Vergleich zu den anderen Ländern hohes Wachstum hatte nach 1999 auch noch Griechenland. Portugal ist nach einer kurzen Aufholphase nun wieder zurückgefallen. Das BIP in Spanien und Finnland ist zuletzt etwa genauso stark angestiegen wie der Durchschnitt. Relativ geringes Wachstum verzeichneten die restlichen Länder in der rechten Graphik von Abbildung 6, wobei Deutschland, die Niederlande und Portugal zeitweise sogar schrumpften. Alles in allem kann man mit Ausnahme von Irland und Griechenland nicht von einem breiten Aufholprozess der relativ ärmeren Länder sprechen.

Des Weiteren lohnt es sich, die Synchronisation der Konjunkturzyklen im Euroraum zu untersuchen. Eine formale Betrachtung geht jedoch über das Anliegen dieses Artikels hinaus. Eine deskriptive Betrachtung der Konjunkturzyklen wird anhand Abbildung 7 vorgenommen, wo sich die unterschiedliche Entwicklung der Outputlücken, also der Abweichung der tatsächlichen Produktion vom Potential, in den einzelnen Ländern zeigt.

Auch hier ist zunächst eine vielfach unterschiedliche Entwicklung der konjunkturellen Komponente des BIP festzustellen. Man beobachtet zunächst, dass der Konjunkturzyklus der Länder, die im linken Teil der Graphik dargestellt sind, recht deutlich vom Durchschnitt des Euroraums abweicht. Während die Niederlande und Portugal negative Outputlücken aufweisen, sind Griechenland, Irland und Spanien in einer Phase dynamischen Wachstums. Für diese Länder ergibt sich ein Bild der realwirtschaftlichen Divergenz. Die Länder, die im rechten Teil der Graphik dargestellt sind, zeichnen sich dagegen durch eine hohe Synchronität der konjunkturellen Entwicklung aus. Einzig Italien liegt hier mehrere Jahre leicht über dem Euroraum. Insgesamt ergibt sich also ein eher heterogenes Bild der Konjunkturzyklen.

Abb. 6
BIP pro Kopf

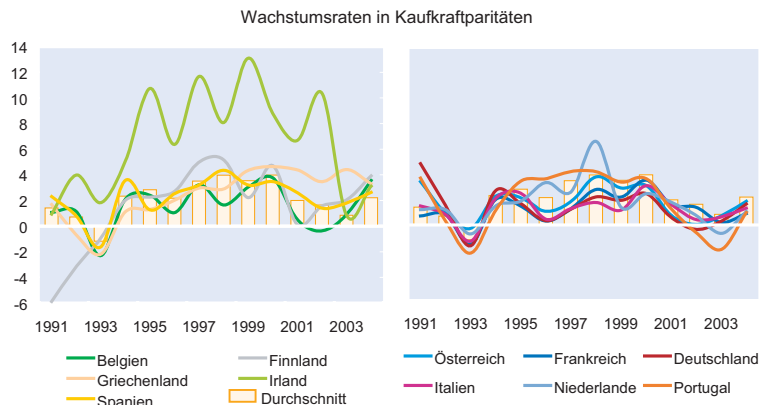


Abb. 7
Output Gaps

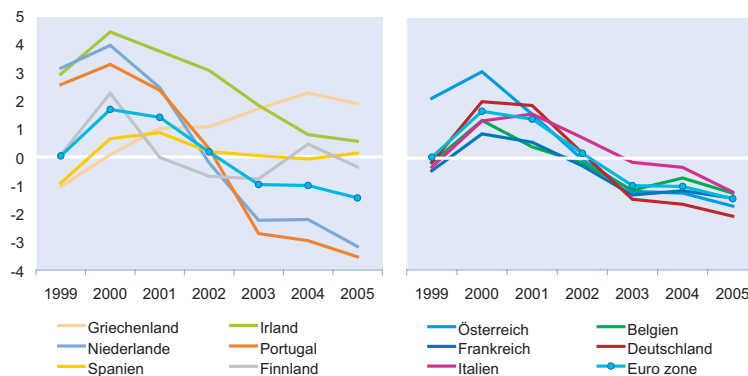
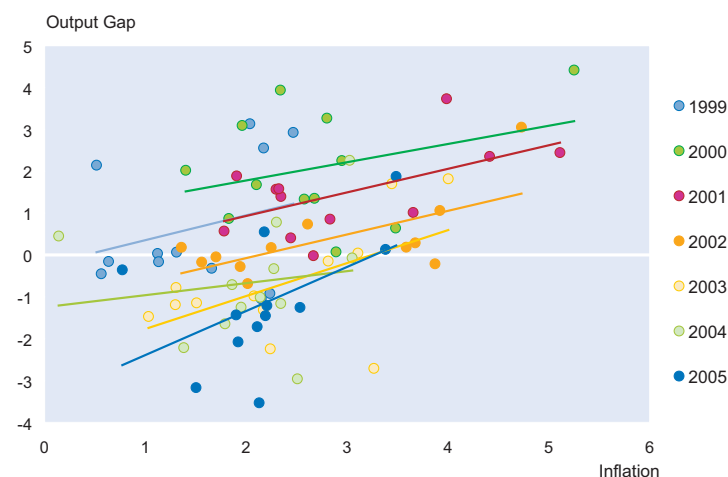


Abb. 8
Output Gap und Inflation, 1999–2005



In welchem Zusammenhang stehen konjunkturelle Situation und Inflationsunterschiede? Abbildung 8 verdeutlicht die enge positive Korrelation zwischen beiden Größen. Diese als Phillips-Kurve bekannte Beziehung besagt vereinfacht, dass eine über dem Potential liegende Produktion mit einer höheren Inflationsrate einhergeht als eine unter dem Potential liegende Produktion. Die entscheidende Frage ist, ob die Inflationsunterschiede allein Folge von konjunkturellen Unterschieden sind oder auch zu diesen beitragen.

Grundsätzlich muss sich ein Währungsraum nicht unbedingt durch perfekt synchronisierte Konjunkturzyklen auszeichnen. Vielmehr ergeben sich unterschiedliche konjunkturelle Entwicklungen und damit auch Inflationsunterschiede als effiziente Reaktion auf asymmetrische Ereignisse. Allerdings wirken Inflationsunterschiede über Realzinsunterschiede in einer Währungsunion auch verstärkend auf konjunkturelle Unterschiede. Inwieweit dies im Euroraum relevant ist, wird ausführlich weiter unten behandelt.

Inflationsunterschiede auslösende Faktoren

Vergleiche mit anderen großen Währungsräumen wie den USA oder auch mit den Regionen innerhalb der einzelnen Mitgliedstaaten der EWU zeigen, dass die beschriebenen Unterschiede in den Inflationsraten kein spezifisches Phänomen der EWU sind. Im folgenden Abschnitt werden zunächst Inflationsunterschiede diskutiert, die durch Konvergenzprozesse ausgelöst werden und nicht auf konjunkturelle Unterschiede zurückgeführt werden können. Neben diesem auf Balsassa (1964) und Samuelson (1964) zurückgehenden Phänomen werden anschließend konjunkturelle Aspekte, insbesondere asymmetrische Schocks sowie asymmetrische Reaktionen auf Schocks, die alle Länder gleichermaßen treffen, besprochen.

Balassa-Samuelson-Effekt

Auch nach der Einführung der einheitlichen Geldpolitik sorgt die weitere Konvergenz der Preise für unterschiedliche Inflationsraten in der EWU. Während die Preiskonvergenz bei handelbaren Gütern (z.B. Fernseher) relativ

weit fortgeschritten ist¹, existieren noch stärkere Preisunterschiede bei nicht handelbaren Gütern (z.B. lokale Dienstleistungen, Wohnraum).

Mit Hilfe des Balassa-Samuelson-Effekts lässt sich erklären, wie es auch bei nicht-handelbaren Gütern zu Preiskonvergenz und damit im Konvergenzprozess zu Inflationsdifferenzen kommt: Niedrigere Preise nicht-handelbarer Güter beruhen auf allgemein niedrigeren Löhnen in diesen Ländern, die wiederum ihre Ursache in der niedrigeren Produktivität dieser Länder vor allem bei handelbaren Gütern haben. Durch den wirtschaftlichen Aufholprozess (z.B. durch Technologietransfers) wächst die Produktivität im handelbaren Sektor schneller als in den bereits produktiveren Ländern, das Lohnniveau und damit auch das gesamte Preisniveau steigt relativ zu den reichen Ländern. Bei diesem Prozess handelt es sich um ein gleichgewichtiges Phänomen, und es besteht für die Geldpolitik kein Grund gegenzusteuern. Ohnehin kann die Geldpolitik in der EWU unmittelbar nur auf den gesamten Euroraum ausgerichtet sein, weil die EZB nur einen einheitlichen kurzfristigen Nominalzins festlegen kann, der sich durch die Integration der Finanzmärkte auch in einen nahezu einheitlichen langfristigen Nominalzins überträgt. Inflationsunterschiede kann die EZB bestenfalls indirekt berücksichtigen. Dabei sollte die EZB allerdings sicherstellen, dass ihre Definition von Preisstabilität für die gesamte EWU hoch genug gewählt ist, um bereits weiter entwickelte Länder nicht in eine Deflation rutschen zu lassen (vgl. z.B. Sinn und Reuter 2001 sowie EZB 2003). In den vergangenen Jahren traten allerdings besonders hohe Inflationsraten beispielsweise in Irland und den Niederlanden auf, die sich nicht über den Balassa-Samuelson-Effekt erklären lassen, weil beide Länder Deutschland im Pro-Kopf-Einkommen bereits überholt haben.

Unabhängig von der Relevanz des Balassa-Samuelson-Effekts hätte die Problematik ohnehin keine Auswirkungen auf die spätere Analyse der konjunkturellen Auswirkungen von Inflationsunterschieden auf Realzinsen und Wettbewerbsfähigkeit. Kasten 1 zeigt, dass Realzinsunterschiede auf Basis des Balassa-Samuelson-Effekts unabhängig vom Wechselkursregime entstehen. Die Wettbewerbsfähigkeit von Volkswirtschaften im internationalen Handel kann vom Balassa-Samuelson-Effekt ebenfalls nicht beeinflusst werden, da das Phänomen gerade aus Preissteigerungen bei *nicht*-handelbaren Gütern entsteht. Zeigen sich folglich in den realwirtschaftlichen Daten Entwicklungen, die auf konjunkturaler

relle Auswirkungen von Inflationsunterschieden zurückzuführen sind, stehen diese in keiner Verbindung zum Balassa-Samuelson-Effekt.

Asymmetrien

Asymmetrische Schocks

Volkswirtschaften sind ständig unterschiedlichsten Schocks ausgesetzt. Diese können das gesamtwirtschaftliche Angebot zum Beispiel in Form von Änderungen der Energiekosten (Ölpreis), der Arbeitsproduktivität (New Economy), des Arbeitsangebots (Zuwanderung) oder durch Naturkatastrophen positiv wie negativ beeinflussen. Daneben unterliegt auch die gesamtwirtschaftliche Nachfrage Schwankungen, beispielsweise durch Änderungen des Konsumentenvertrauens, der Investitionstätigkeit oder der Exportnachfrage. Diese Schocks können sowohl direkten Einfluss auf die Inflationsrate haben (z.B. Ölpreis) als auch indirekten über die Auswirkungen der konjunkturellen Lage auf die Inflation (z.B. Wiedervereinigungsboom).²

Nicht zu vernachlässigen sind auch von der Wirtschaftspolitik ausgehende Einflüsse auf Konjunktur und Preise. Die Regierungen besitzen über administrierte Preise (sie machen 6% des Harmonisierten Verbraucherpreisindex (HVPI) in der EWU aus) und indirekte Steuern (z.B. Mehrwertsteuererhöhung in Deutschland 2007) unmittelbaren Einfluss auf die nationale Preisentwicklung. Daneben besteht ein indirekter Einfluss über die nationale Fiskalpolitik und deren Wirkung auf die Konjunktur.

Ob diese verschiedenen Schocks für unterschiedliche Inflationsraten in den Mitgliedsländern der EWU sorgen, hängt vor allem davon ab, ob sie wie eine Veränderung des Ölpreises den gesamten Euroraum betreffen oder wie die Fußball-Weltmeisterschaft nur einzelne Regionen. In letzterem Fall spricht man von asymmetrischen Schocks, die Konjunktur und Inflation regional unterschiedlich beeinflussen.

Asymmetrische Reaktion

Regionale Unterschiede ergeben sich aber nicht nur aus asymmetrischen Schocks, sondern auch durch ungleiche Reaktionen auf gemeinsame Schocks durch unterschiedliche wirtschaftliche Strukturen. So unterscheiden sich die EWU-Länder insbesondere in ihrer Abhängigkeit vom Öl, ihrer Offenheit im Handel mit Nicht-EWU-Mitgliedern, in der geographischen Verteilung dieses Handels und in der Art der importierten Güter. Folglich können sich Schwankungen des Ölpreises oder bestimmter Wechselkurse gewissermaßen als asymmetrische Schocks für die einzelnen Län-

¹ Die (noch) fehlende absolute Preisgleichheit in der EWU, die im Widerspruch zum Gesetz des einen Preises steht, hat ihre Ursachen unter anderem in regional unterschiedlichen indirekten Steuern und der jeweiligen Wettbewerbsintensität. Außerdem bestimmt sich auch der Preis handelbarer Güter zum Teil durch nicht handelbare Dienstleistungen wie dem örtlichen Marketing und dem Vertrieb. Beispielsweise berichtet die EU-Kommission immer noch Preisunterschiede von teilweise über 20% bei Neuwagen (vgl. http://ec.europa.eu/comm/competition/car_sector/price_diffs/).

² Vgl. hierzu auch Abbildung 8.

Kasten 1**Balassa-Samuelson-Effekt, Wechselkursregimes und Realzinsunterschiede**

Die einheitliche Geldpolitik in der EWU sorgt – abgesehen von theoretisch möglichen unterschiedlichen Risikoaufschlägen – für eine einheitliche Zinsstrukturkurve und damit auch einen einheitlichen langfristigen Nominalzins in den Mitgliedsländern (vgl. Abb. 2). Gleichzeitig kann ein wirtschaftlicher Konvergenzprozess für höhere Inflationsraten in den aufholenden Ländern sorgen (Balassa-Samuelson-Effekt). Auf den ersten Blick scheint dies zu ineffizienten Realzinsunterschieden zu führen, die bei flexiblen Wechselkursen nicht auftreten würden. Eine genauere Betrachtung zeigt jedoch, dass dies nicht der Fall ist.

In einem stilisierten Beispiel, in dem von unterschiedlichen Risikoprämien abstrahiert wird, sei Deutschland (D) die große entwickelte Volkswirtschaft, durch deren Investitionsentscheidungen der Weltmarktzins bestimmt wird. Daneben sei Griechenland (G) eine kleine, relativ unterentwickelte offene Volkswirtschaft, die mit Deutschland eine Währungsunion eingegangen ist. Schließlich sei die Tschechische Republik (T) eine kleine, relativ unterentwickelte offene Volkswirtschaft mit einem flexiblen Wechselkurs gegenüber Deutschland. Aufgrund der Fisherschen Zinsgleichung ergibt sich in diesem Beispiel der nominale Weltmarktzins i^* als Summe aus dem Realzins und der erwarteten Inflationsrate in Deutschland, $i^* = i_D = r_D + \pi_D^e$.

Die Arbitragebedingung der ungedeckten Zinsparität besagt, dass die erwartete nominale Rendite einer Anlage in Deutschland i_D gleich der erwarteten nominalen Rendite im Ausland sein muss. Im Falle *flexibler Wechselkurse* bedeutet das aus der Sicht Deutschlands

$$(1) \quad i_D = i_T - \Delta E_{T/D}^e / E_{T/D},$$

d.h. der deutsche Nominalzins ist gleich dem tschechischen abzüglich der erwarteten nominalen Abwertung Tschechiens ($E_{T/D}$ ist definiert als Kronen je Euro, $E_{T/D} \uparrow$ entspricht einer Abwertung der tschechischen Währung).

Diese nominale Arbitragebedingung lässt sich mit Hilfe des realen Wechselkurses und der Fisherschen Zinsgleichung in eine reale Arbitragebedingung umschreiben. Sei der reale Wechselkurs als $\varepsilon_{T/D} = E_{T/D} \cdot P_D / P_T$ definiert, wobei P_j das Preisniveau im Land j bezeichnet ($\varepsilon_{T/D} \uparrow$ entspricht einer realen Abwertung Tschechiens). In Wachstumsraten geschrieben ergibt sich $\Delta \varepsilon_{T/D} / \varepsilon_{T/D} = \Delta E_{T/D} / E_{T/D} + \pi_D - \pi_T$. Daraus folgt für die *erwartete* nominale Wechselkursentwicklung $\Delta E_{T/D}^e / E_{T/D} = \Delta \varepsilon_{T/D}^e / \varepsilon_{T/D} - \pi_D^e + \pi_T^e$. Der Balassa-Samuelson-Effekt begründet nun eine reale Aufwertung des relativ unterentwickelten Landes, weshalb in diesem Fall $\Delta \varepsilon_{T/D}^e / \varepsilon_{T/D} < 0$ gilt. Dadurch sinkt die geforderte reale Rendite in Tschechien r_T , wie sich durch Einsetzen in Gleichung (1) zeigt:

$$(2) \quad \underbrace{r_D}_{=i_D - \pi_D^e} = \underbrace{r_T + \pi_T^e}_{=i_T} - \underbrace{\left(\Delta \varepsilon_{T/D}^e / \varepsilon_{T/D} - \pi_D^e + \pi_T^e \right)}_{= \Delta E_{T/D}^e / E_{T/D}} - \pi_D^e \Leftrightarrow r_D = r_T - \Delta \varepsilon_{T/D}^e / \varepsilon_{T/D}.$$

Bei flexiblen Wechselkursen entspricht die erwartete reale Rendite in Deutschland der erwarteten realen Rendite in Tschechien abzüglich der erwarteten realen Abwertung (= zuzüglich der erwarteten realen Aufwertung) Tschechiens.

Auch in einer *Währungsunion* muss die erwartete nominale Rendite einer Anlage in Deutschland gleich der erwarteten nominalen Rendite im Ausland sein. Allerdings fällt hier die Möglichkeit einer nominalen Wechselkursänderung weg ($\Delta E_{G/D}^e / E_{G/D} = 0$), so dass sich Gleichung (1) vereinfacht zu $i_D = i_G$ (vgl. die Nominalzinskonvergenz in der EWU in Abb. 1 und Abb. 2). Aus der Fisherschen Zinsgleichung ergibt sich damit für die Realzinsen $r_D + \pi_D^e = r_G + \pi_G^e$. Aus der Definition des realen Wechselkurses kombiniert mit der erwarteten realen Aufwertung Griechenlands ($\Delta \varepsilon_{G/D}^e / \varepsilon_{G/D} < 0$) durch den Balassa-Samuelson-Effekt und $\Delta E_{G/D}^e / E_{G/D} = 0$ bleibt mit

$$(3) \quad r_D = r_G + \underbrace{\pi_G^e - \pi_D^e}_{= -\Delta \varepsilon_{G/D}^e / \varepsilon_{G/D}} \Leftrightarrow r_D = r_G - \Delta \varepsilon_{G/D}^e / \varepsilon_{G/D}$$

dieselbe Arbitragebedingung wie bei flexiblen Wechselkursen.

Damit wird deutlich, dass der Balassa-Samuelson-Effekt durch höhere Inflationsraten für niedrigere Realzinsen in den aufholenden Volkswirtschaften sorgt. Dieser Effekt ist aber unabhängig vom gewählten Wechselkursregime, so dass eine Währungsunion in dieser Hinsicht nicht zu verzerrenden Effekten führt.

der darstellen und damit ganz unterschiedliche Konsequenzen nach sich ziehen.

Trotz der einheitlichen Nominalzinsen in Europa können so auch geldpolitische Entscheidungen der EZB durch unterschiedliche Transmissionsmechanismen potentiell unterschiedliche Auswirkungen auf die reale und die preisliche Entwicklung in den Mitgliedsländern haben.

Ein weiterer potentieller Grund für unterschiedliche Inflationsraten könnte darin liegen, dass Veränderungen relativer Preise aufgrund der unterschiedlichen Konsumpräferenzen und damit verbunden unterschiedlicher Gewichte in den nationalen Preisindizes für unterschiedliche Veränderungen dieser Indizes sorgen. Mit Hilfe von Simulationen der Auswirkung verschiedener Gewichtungsmethoden bei den Preisindizes zeigt die EZB (2003) jedoch, dass sich hiermit nur ein kleiner Teil der bestehenden Inflationsunterschiede erklären lässt.

Ursachen der Persistenz in der EWU

Die beschriebenen Asymmetrien sind eine natürliche Eigenschaft von Ökonomien. Verschiedene Anpassungsmechanismen, die im Folgenden in Bezug auf die EWU diskutiert werden, sorgen im Allgemeinen für eine Rückkehr zum langfristigen Gleichgewicht: Durch Änderungen des nominalen Wechselkurses, durch Mobilität der Produktionsfaktoren Arbeit und Kapital sowie durch Anpassungen der relativen Preise in den einzelnen Regionen bewirken Marktmechanismen die notwendige Anpassung. Daneben kann die Wirtschaftspolitik in Form einer geeigneten regionalen Geld- und Fiskalpolitik den Marktmechanismus unterstützen.³

In der EWU jedoch ist der nominale Wechselkurs dauerhaft fixiert, und auch eine regional unterschiedliche Geldpolitik durch die EZB ist durch die einheitliche Währung nicht möglich. Zwar hat die EWU zu einem europaweiten Kapitalmarkt und damit zu höherer Kapitalmobilität beigetragen, bekanntermaßen mangelt es aber im Euroraum an der Mobilität des Faktors Arbeit. So leben und arbeiten nur rund 1,5% der Bürger der EU-25 in einem anderen Mitgliedstaat als ihrem Herkunftsland; eine Zahl, die seit 30 Jahren konstant geblieben ist.⁴

Nach dem Wegfall nationaler Geldpolitik bleibt allein die Fiskalpolitik als wirtschaftspolitisches Instrument, um regionale Unterschiede in der EWU auszugleichen. Auf nationaler Ebene in Deutschland hilft hier unter anderem der Länder-

finanzausgleich zwischen ökonomisch starken und schwächeren Bundesländern. Im Vergleich hierzu erfolgt die Umverteilung auf europäischer Ebene in deutlich geringerem Ausmaß. Außerdem ist die nationale Fiskalpolitik häufig durch den Stabilitäts- und Wachstumspakt beschränkt, weil die meisten Länder in konjunkturell guten Zeiten nicht hinreichend vorgesorgt haben. Dadurch gibt es in der EWU sogar Anzeichen für eine prozyklische, konjunkturelle Entwicklungen verstärkende Fiskalpolitik (vgl. EU-Kommission 2004).

Damit verbleibt die Hauptlast der Anpassung beim Preismechanismus. Eine rasche und effiziente Anpassung an regionale ökonomische Ungleichgewichte erfordert ein hohes Maß an Lohn- und Preisflexibilität. Allerdings wirken sich hier die für Europa typischen Rigiditäten negativ aus. So bestehen Nominallohnrigiditäten beispielsweise durch explizite oder implizite Mindestlöhne sowie lange Vertragslaufzeiten. Darüber hinaus werden in manchen Ländern (Belgien, Finnland, Luxemburg und Spanien) Löhne teilweise automatisch an die Inflationsrate angepasst. Auf der Preisseite zeigen Berechnungen der EZB (2005), dass Preise im Euroraum für durchschnittlich vier bis fünf Quartale nicht geändert werden, doppelt so lange wie in den USA. Besonders lange lassen Preisanpassungen im Dienstleistungssektor und damit vor allem bei nicht-handelbaren Gütern auf sich warten.

Diese Rigiditäten zusammen mit den vorher beschriebenen Asymmetrien senken die volkswirtschaftlichen Gewinne aus der Währungsunion. Sie sorgen insbesondere dafür, dass zusätzlich zum Balassa-Samuelson-Effekt sich selbst verstärkende Effekte von Inflationsunterschieden im Euroraum stärker zum Tragen kommen und damit persistenter sind als in anderen Währungsräumen wie den USA.⁵ Der folgende Abschnitt beschreibt zunächst, wie sich in Europa Inflationsunterschiede durch die sich ergebenden Realzinsunterschiede selbst verstärken. Anschließend geht der Abschnitt auf den langfristig ausgleichenden Effekt der Inflationsunterschiede auf die Wettbewerbsfähigkeit der einzelnen Mitgliedsländer ein.

Konsequenzen der Inflationsdifferenzen für die Realwirtschaft

Realzinsunterschiede

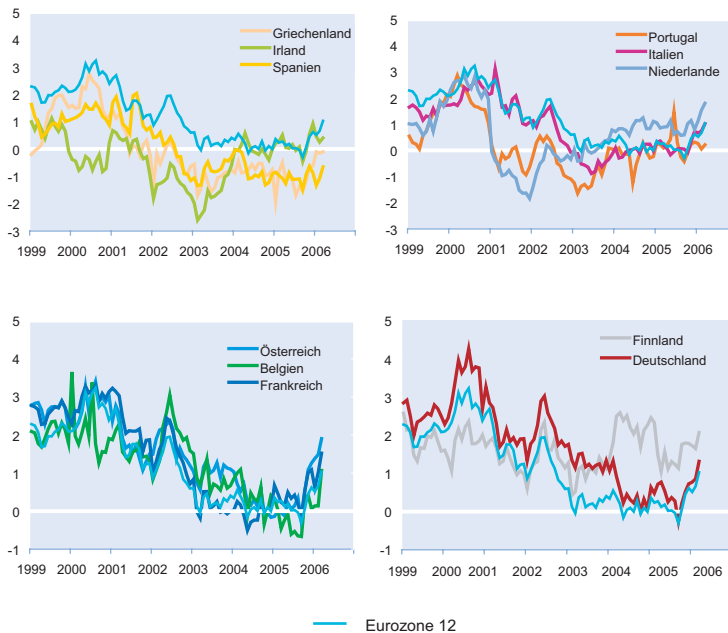
Im Allgemeinen werden Realzinsen in Abwandlung der Fisherschen Zinsgleichung als Differenz aus Nominalzins und

³ Ob der Einsatz von Geld- und Fiskalpolitik tatsächlich stabilisierend (antizyklisch) oder destabilisierend (prozyklisch) auf die Ökonomie wirkt, war (ist) eine lange andauernde Streitfrage unter Ökonomen. Nach der momentanen Mehrheitsmeinung, die unter dem Namen »Neue Keynesianische Makroökonomie« bekannt ist, kann intelligente Wirtschaftspolitik stabilisierend wirken.

⁴ Vgl. Internetseite der EU-Kommission, http://europa.eu.int/comm/employment_social/workersmobility2006/fact_figures_de.htm.

⁵ Beispielsweise Angeloni und Ehrmann (2004) betonen die Bedeutung der Inflationspersistenz im Euroraum. Um dieses Phänomen besser zu verstehen und dann auch dagegen vorgehen zu können, hat die EZB ein eigenes Forschungsnetzwerk (»Eurosystem Inflation Persistence Network«) eingerichtet. Für Informationen zu diesem Netzwerk der EZB, siehe http://www.ecb.int/home/html/researcher_ipn.en.html.

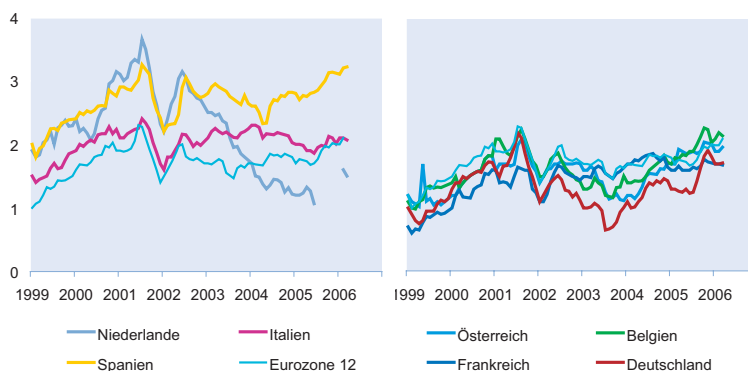
Abb. 9
Zwölf-Monats-Realzins ex post



Quelle: Eurostat; Berechnung der Autoren.

verwirklichter Inflationsrate berechnet. Bei gleichen Nominalzinsen innerhalb des Euroraums sorgen damit die unterschiedlichen Inflationsraten aus Abbildung 4 für eine entsprechende Divergenz bei den ex-post-Realzinsen, die in Abbildung 9 dargestellt werden. Hier wird deutlich, dass mehrere Länder – insbesondere im oberen Teil der Graphik – über längere Zeit sogar negative Realzinsen aufwiesen. Das hat im Extremfall zur Folge, dass sich bei Kreditfinanzierung auch verlustbringende Investitionsprojekte lohnen können. Solche Gegebenheiten lassen sich sowohl in Spanien als auch in Griechenland und bis 2004 auch für Irland

Abb. 10
Durchschnittlich erwartete Inflationsrate in zwölf Monaten



Quelle: Economist, Poll of Forecasters.

finden. Aber auch Portugal und Italien hatten über längere Zeit Zinsvorteile. Im Gegensatz dazu finden sich Länder wie Deutschland oder Finnland, die sich einem erheblichen Zinsnachteil gegenüber sahen und in denen somit Investitionen relativ teuer waren. Aktuell beobachtet man in allen Ländern durch die restriktivere Geldpolitik wieder steigende Realzinsen, die relativen Unterschiede bleiben aber bestehen.

Ein Problem bei dieser Argumentation entsteht dadurch, dass für Investitionsentscheidungen eigentlich nicht ex-post-Realzinsen relevant sind, sondern die bei der Entscheidung erwarteten ex-ante-Realzinsen. Diese erhält man durch Subtraktion der erwarteten an Stelle der tatsächlichen Inflationsraten von den jeweiligen Nominalzinsen. Abbildung 10 zeigt, welche Preissteigerung die befragten Experten für die nächsten zwölf Monate im Durchschnitt erwarten. Im linken Teil der Graphik finden sich Länder, deren erwartete Inflationsrate meist über der Preissteigerung lag, die für den Euroraum insgesamt erwartet wurde. Die größte Abweichung beobachtet man auch hier in Spanien, wo die Inflationserwartung für den ganzen Zeitraum deutlich höher war als der Durchschnitt. Aber auch für die Niederlande war die Preissteigerungserwartung bis 2004 überdurchschnittlich hoch. Am aktuellen Rand liegt allerdings nur noch Spanien deutlich über dem Euroraum. Bemerkenswert hierbei ist auch, dass in Italien und Spanien fast über den gesamten Zeitraum eine Inflation erwartet wurde, die über dem Wert von 2% liegt, den die EZB für mit Preisstabilität vereinbar einstuft. Im Durchschnitt des Euroraums war das gleichwohl nicht der Fall. In der rechten Graphik sind die Länder abgebildet, in denen relativ niedrige Inflationsraten erwartet wurden. Hier ist vor allem für Deutschland eine persistent niedrigere Erwartung für die Preissteigerung zu beobachten. Aber auch in Belgien erwarteten die Experten erst zuletzt wieder durchschnittliche Inflationsraten. Interessanterweise lag die Inflationserwartung für die rechts dargestellten Länder seit 1999 – mit Ausnahme des Juli und August 2001 – recht beachtlich unter dem Referenzwert der EZB. Am aktuellen Rand ist dies gleichwohl nicht mehr so ausgeprägt. Im Vergleich mit den realisierten Inflationsraten stellt man fest, dass die Erwartungen für die einzelnen Länder deutlich näher beieinander liegen als die letztlich realisierten Preissteigerungen.

Zu bemerken ist an dieser Stelle noch, dass es sich bei den dargestellten Erwartungen

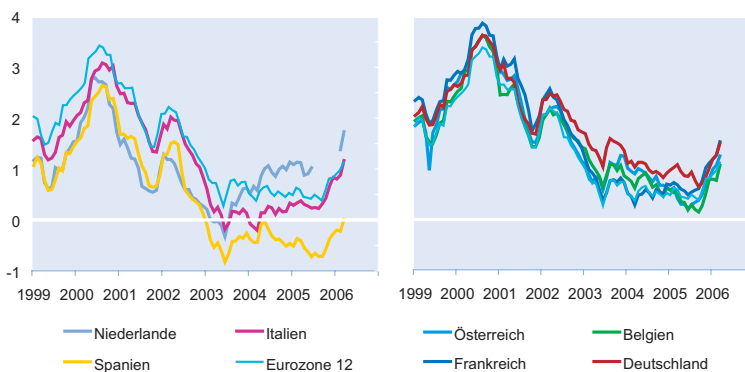
20 **Forschungsergebnisse**

um Expertenbefragungen handelt. Für die hier angeführte Argumentation muss zusätzlich angenommen werden, dass diese mit denen der Haushalte und Unternehmen übereinstimmen, die letztlich für die Preissetzung verantwortlich sind. In einer aktuellen Studie weisen Arnold und Lemmen (2006) allerdings darauf hin, dass die aus Konsumentenbefragungen der EU gewonnenen Erwartungen im Vergleich zu den hier gezeigten Expertenerwartungen noch stärker divergieren. Insbesondere ist die Divergenz ähnlich groß wie bei den realisierten Inflationsraten (vgl. Abb. 4).

Die aus den Inflationserwartungsunterschieden resultierenden ex-ante-Realzinsdifferenzen sind in Abbildung 11 dargestellt. Im Vergleich zu den ex post berechneten Realzinsen sieht man deutlich, dass die Realzinsunterschiede weniger gravierend ausfallen. Insbesondere fällt auf, dass bei dieser Darstellung fast keine negativen Realzinsen mehr auftreten. Die Ausnahme bildet Spanien, wo durch die negativen Realzinsen über längere Zeit ein extrem günstiges Investitionsklima zu beobachten war. Ebenso konnte Italien Zinsvorteile für sich verbuchen. In den Ländern, die in der rechten Graphik dargestellt sind, finden sich solch Investitionen stimulierende Effekte nicht. Vielmehr wird deutlich, dass Deutschland im Vergleich zu seinen europäischen Nachbarn einen konstanten Realzinsnachteil hinnehmen musste, der zuletzt allerdings etwas geringer ausfiel.

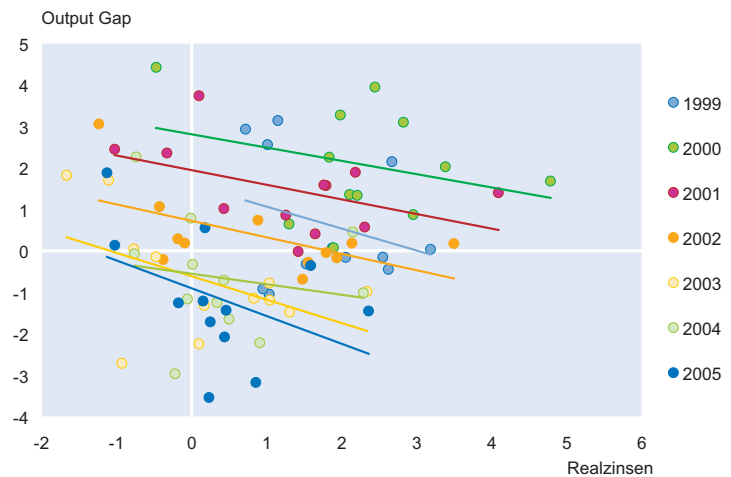
Alles in allem dürfte die beobachtete Realzinsdifferenz für sich genommen jedoch ausreichen, um – besonders im Hinblick auf Spanien und Deutschland – reale Divergenzen im

Abb. 11

Zwölf-Monats-Realzins ex ante

Quelle: Eurostat; Economist, Poll of Forecasters; Berechnungen der Autoren.

Abb. 12

Output Gap und Realzinsen, 1999–2005

Quelle: OECD; Berechnungen der Autoren.

Euroraum auszulösen. Im Folgenden soll nun auf diese Auswirkungen näher eingegangen werden.

Entwicklung realzinsabhängiger Nachfragekomponenten

Eine besondere Eigenschaft einer Währungsunion besteht in der sich selbst verstärkenden Wirkung von Inflationsunterschieden über ihren Einfluss auf die Realzinsen: Eine überdurchschnittliche Inflationsrate sorgt, wie im vorigen Abschnitt gezeigt, für unterdurchschnittliche Realzinsen im betreffenden Land. Diese führen wiederum zu einem günstigen Investitionsklima und überdurchschnittlicher Nachfrage. Dies erzeugt einen weiteren Inflationsdruck in dem Land, in dem die Preise im Vergleich sowieso schon stärker steigen. Zur Veranschaulichung zeigt Abbildung 12 den Zusammenhang von Realzins und Output Gap⁶ in einer einfachen Korrelationsanalyse. Man erkennt deutlich die Zinsabhängigkeit der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage. Je niedriger also der Realzins, desto größer (positiver) das Output Gap.

Manche Behauptungen in der Presse, die Bedeutung nationaler Inflationsraten für den Realzins sinke, weil »Investoren Kapital europaweit aufnehmen können und Absatzmärkte zusammenwachsen« (vgl. Welter 2006) gehen dagegen am Problem vorbei. Der Grund ist, dass für beide Seiten des Kapitalmarktes bei identischen Nominalzinsen und keinen Wechselkursrisiken allein die nationalen Inflationsraten den für den jeweiligen Investor oder Kapitalnehmer effektiven

⁶ Das Output Gap misst die konjunkturelle Komponente im BIP und wird berechnet als Differenz aus tatsächlichem BIP und dem Produktionspotential.

Kasten 2**Auswirkungen von Inflationsunterschieden in einer Währungsunion aus theoretischer Sicht**

In diesem Kasten wird gezeigt, wie sich Inflationsunterschiede im Konjunkturzyklus auf die gesamtwirtschaftliche Nachfrage auswirken. Dazu betrachten wir ein einfaches Modell einer kleinen offenen Volkswirtschaft (vgl. Walsh 2003) wie Irland in einer Währungsunion, bestehend aus einer kurzfristigen Angebotskurve (AS) auf Basis einer hybriden Neu-Keynesianischen Phillipskurve, einer Nachfragekurve (AD) und der ungedeckten Zinsparitätenbedingung (IP) in der EWU:

$$(AS) \pi_t = a_1 y_t + a_2 E_t \pi_{t+1} + (1 - a_2) \pi_{t-1} + a_3 \varepsilon_t$$

$$(AD) y_t = b_1 \varepsilon_t - b_2 (i_t - E_t \pi_{t+1})$$

$$(IP \text{ in EWU}) i_t = i_t^* \Leftrightarrow r_t = r_t^* + E_t \pi_{t+1}^* - E_t \pi_{t+1} \Leftrightarrow r_t = r_t^* + (E_t \varepsilon_{t+1} - \varepsilon_t) / \varepsilon_t$$

Dabei bezeichnet π_t die irische Inflationsrate, y_t die irische Outputlücke, ε_t den realen Wechselkurs als Preis ausländischer Güter in Einheiten irischer Güter, und r_t den realen bzw. i_t den nominalen Zins. Durchschnittsgrößen der Währungsunion, die von den irischen Entwicklungen unbeeinflusst bleiben (durch die Annahme einer kleinen Volkswirtschaft), werden mit * bezeichnet. Alle Koeffizienten sind nichtnegativ.

a_1 in (AS) bestimmt das Ausmaß der Preisflexibilität und damit die intratemporale Beziehung zwischen Inflation und Output. Die Höhe von $0 < a_2 < 1$ dagegen legt fest, wie persistent Inflationsraten in Irland sind, wobei ein kleineres a_2 für höhere Persistenz sorgt (vgl. z.B. Galí und Gertler 1999). Schließlich geht der reale Wechselkurs mit einem positiven Koeffizienten a_3 in die AS-Gleichung ein, da eine reale Abwertung ($\varepsilon \uparrow$) die Preise importierter Vorprodukte und damit die Produktionskosten erhöht. Die aggregierte Nachfrage (AD) hängt negativ vom Realzins $i_t - E_t \pi_{t+1}$ ab, wobei b_2 der Zinselastizität der Nachfrage entspricht. Gleichzeitig sorgt eine reale Aufwertung bei Gültigkeit der Marshall-Lerner-Bedingung für einen Rückgang der Nettoexportnachfrage und damit von y_t (b_1 in AD). Das Konzept der ungedeckten Zinsparität (IP) impliziert in einer Währungsunion ohne nominales Wechselkursrisiko gleiche Nominalzinsen in allen Mitgliedsländern, die Realzinsen unterscheiden sich um den erwarteten Inflationsunterschied bzw. die erwartete Veränderung des realen Wechselkurses (vgl. Kasten 1).

In der Ausgangssituation sei die Volkswirtschaft im langfristigen Gleichgewicht (*steady state*), so dass die Inflation π_t ihrem Zielwert und dem Durchschnitt der Währungsunion π_t^* sowie die Produktion ihrem Potential entspricht ($y_t = 0$). In $t + 1$ gebe es nun einen persistenten positiven Schock auf die (erwartete) irische Inflationsrate in Höhe von $\Delta\pi$. Dadurch sinkt der Realzins in $t + 1$ dauerhaft um $\Delta\pi$ auf $i_{t+1} - E_{t+1} \pi_{t+2}^* - \Delta\pi$ und die Nachfrage steigt um $b_2 \Delta\pi$. Bei vollkommen flexiblen Löhnen und Preisen ($a_1 \rightarrow \infty$) wirkt sich die zusätzliche Nachfrage unmittelbar in höheren Preisen aus, in einer rigiden Volkswirtschaft (a_1 nahe 0) verursacht sie aber starke Produktionsschwankungen.

Gleichzeitig sorgt eine dauerhaft höhere Inflationsrate um $\Delta\pi$ im Vergleich zum Durchschnitt π^* für eine kumulative reale Aufwertung in $t + n$ um $n \cdot \Delta\pi$, wodurch die Nettoexportnachfrage immer stärker sinkt. Konzentriert man sich auf die Auswirkungen auf die aggregierte Nachfrage, dominiert der die Wettbewerbsfähigkeit steigernde Effekt den Realzinseffekt bei konstanten Inflationsunterschieden erst, wenn $b_1 \cdot n \cdot \Delta\pi > b_2 \cdot \Delta\pi$, d.h. $n > b_2 / b_1$: Die wegen der sinkenden Wettbewerbsfähigkeit fallenden Nettoexporte werden die gestiegene Nachfrage zinsabhängiger Nachfragekomponenten wie Wohnungsbauinvestitionen oder langlebiger Konsumgüter erst überwiegen, wenn die Abwertung hinreichend stark ausgefallen ist.

Bisher wurde vereinfachend unterstellt, der Inflationsunterschied betrage konstant $\Delta\pi$. Dabei blieb jedoch die Endogenität der irischen Inflationsrate unberücksichtigt. Selbst wenn der Schock $\Delta\pi$ nur temporär in der Periode $t + 1$ auftritt, sorgt der unterdurchschnittliche Realzins in t für eine Überschussnachfrage (für $b_1 > b_2$). Der daraus entstehende Inflationsdruck belässt $\Delta\pi$ auch in den folgenden Perioden positiv und damit den Realzins niedriger als im *steady state*. Der Wettbewerbskanal bewirkt über die Nachfrageseite den beschriebenen gegenläufigen Effekt, aber eine Fokussierung auf die Nachfrageseite in diesem Modell vernachlässigt die Angebotsseite in der AS-Gleichung. Hier sorgt einerseits der Wettbewerbskanal über die Importpreise als Vorprodukte für eine zusätzliche Divergenz, weil sich oben hergeleitete Bedingung für die Dominanz des Konvergenzeffektes zu $(b_1 - a_3) \cdot n \cdot \Delta\pi > b_2 \cdot \Delta\pi$ und damit $n > b_2 / (b_1 - a_3) > b_2 / b_1$ abschwächt. Andererseits verändert sich bei hinreichend vorausschauender Inflationserwartungsbildung (a_2 nahe 1) die AS-Kurve in den Folgeperioden des Schocks so, dass die Nachfrageschwankungen allein Inflations- und keine Outputwirkungen mehr haben.

Die Preisrigiditäten innerhalb einer Periode (a_1) und die in diesem Modell Persistenz erzeugenden rückwärts gerichteten Inflationserwartungen ($1 - a_2$) sind direkt mit den in Abschnitt 3 beschriebenen Rigiditäten verbunden (vgl. z.B. die Herleitung der hybriden Phillipskurve in Galí und Gertler 1999). Erst bei mangelnder Flexibilität in der Ökonomie können die von Inflationsunterschieden ausgelösten divergierenden Effekte Konjunkturunterschiede verstärken und verlängern.

In diesem Modell erfolgt keine Anpassung durch mobiles Kapital, weil die Höhe des Kapitalstocks keinen Einfluss auf die Outputlücke y_t ausübt. Die Zinsparitätenbedingung (IP) zeigt, dass perfekte Kapitalmobilität in einer Währungsunion für eine Konvergenz der Nominal- aber nicht notwendigerweise der Realzinsen sorgt. In einem um Kapitalstockeffekte erweiterten Modell bewirkt der niedrige irische Realzins höhere Investitionen, die den Kapitalstock erweitern und damit langfristig das gesamtwirtschaftliche Angebot erhöhen. Dadurch reduziert sich der Preisdruck langfristig, über die Dauer eines Konjunkturzyklus aber sind die oben beschriebenen Effekte im Rahmen des modernen Neu-Keynesianischen AS-AD-Modells wesentlich relevanter.

Bei flexiblen Wechselkursen würden sich dauerhafte Inflationsunterschiede nicht in Änderungen des realen, sondern des nominalen Wechselkurses ausdrücken. Da in diesem Fall die Zinsparitätenbedingung (IP) um die erwartete nominale Wechselkursänderung erweitert werden muss, verursachen die Inflationsunterschiede damit unterschiedliche Nominalzinsen, die Realzinsen werden – im Unterschied zum Fall in der Währungsunion – durch unterschiedliche Konjunkturlagen nicht verzerrt.

Realzinsen bestimmen, unabhängig davon, in welchem EWU-Land sie ihr Geld anlegen bzw. einen Kredit aufnehmen.

Der oben beschriebene Wirkungsmechanismus wird in der Literatur nach dem früheren britischen Finanzminister Sir Alan Walters (1981–84, 1989) als »Walter's effect« bezeichnet, eine zusammenfassende formal-theoretische Darstellung findet sich in Kasten 2.⁷ Der Rest dieses Abschnitts beschäftigt sich damit, inwiefern man die Konsequenzen dieser Realzinsunterschiede in Europa erkennen kann.

Reales privates Kreditwachstum

Eine Größe, in der sich Realzinsunterschiede widerspiegeln, ist das reale private Kreditwachstum (vgl. Abb. 13). Hier fällt auf, dass in Griechenland, Spanien und Irland die Kreditvergabe deutlich schneller gestiegen ist als im Euroraum insgesamt. Hingegen beobachtet man in Belgien, Österreich und Deutschland eine nur relativ schwache Kreditexpansion. Wie aus dem vorigen Abschnitt deutlich wird, liegen die Ursachen in Irland und Spanien hauptsächlich in den relativ niedrigen Realzinsen. Vor allem in Deutschland hat sich in Folge der höheren Zinsen die Kreditvergabe im Vergleich sehr schwach entwickelt. Das starke Wachstum in Portugal und Griechenland kann teilweise mit einem strukturellen Wandel hin zu einem größeren Ausmaß an Finan-

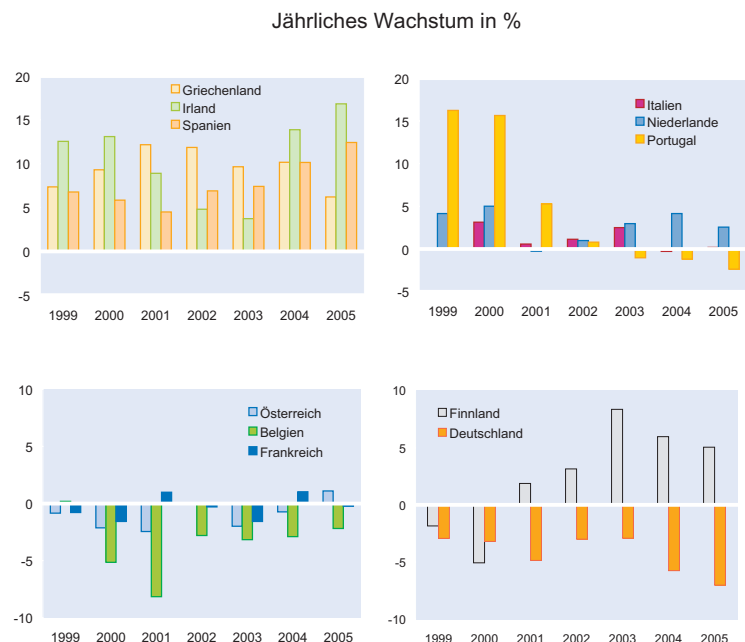
zintermediation begründet werden, wobei man in Portugal seit 2003 wieder eine niedrigere Expansion der realen Kreditvergabe als im Euroraum beobachtet. Eine Entwicklung, die auch mit den dort wieder gestiegenen Realzinsen zusammenpasst.

Immobilien

Eine weitere wirtschaftliche Variable, in der sich günstige Finanzierungsbedingungen widerspiegeln, sind die Investitionen in Wohnbauten. Eine hohe reale Kreditvergabe an den privaten Sektor sollte demnach zu einer im Vergleich lebhafteren Baukonjunktur führen. Auch hier zeigen sich erhebliche Unterschiede in den einzelnen Volkswirtschaften der Währungsunion. In Abbildung 14 ist das Wachstum der realen Wohnungsbauinvestitionen in einigen Ländern der EWU im Vergleich zum gesamten Euroraum abgebildet.⁸ Es zeigt

Abb. 13

Reale Kredite an den privaten Sektor in Abweichung zum Euroraum

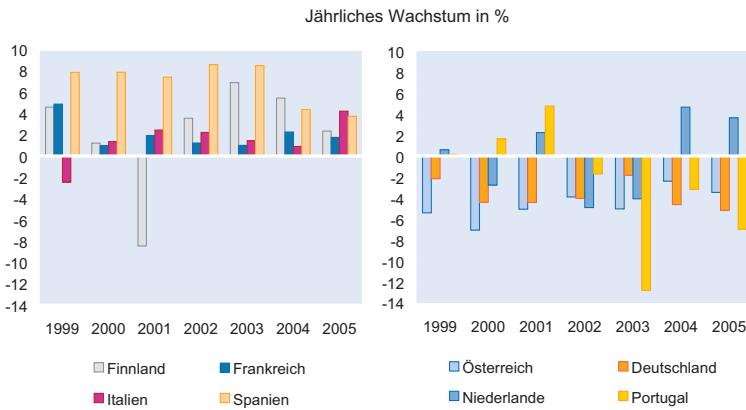


Quelle: Eurostat; Berechnung der Autoren.

⁷ Der beschriebene Realzinseffekt wird möglicherweise noch verstärkt durch einen Vermögenseffekt. Gegeben die starke Konzentration von Vermögen in inländischen Anlagen (»Home Bias«: Zum Beispiel halten deutsche Privatpersonen aktuell 79,8% ihres Aktienvermögens in deutschen Aktien (vgl. Deutsches Aktieninstitut, Factbook 2005); bei Immobilien ist der Anteil mit Sicherheit noch höher), sorgen unterdurchschnittliche Realzinsen für überdurchschnittliche Preissteigerungen auf diesen Märkten. Das entstehende höhere Vermögen kann wiederum als Kreditsicherheit verwendet werden und die Nachfrage zusätzlich stimulieren (»Balance-sheet-channel«). Eine detaillierte empirische Überprüfung liegt außerhalb des Fokus dieses Artikels, aber ein selektiver vergleichender Blick auf die Entwicklung dieser beiden Märkte in Spanien und Irland vs. Deutschland zeigt die mögliche Relevanz dieses Arguments.

⁸ Für die fehlenden Länder hält Eurostat keine Daten bereit.

Abb. 14
Reale Wohnungsbauinvestitionen in Abweichung zum Euroraum



Quelle: Eurostat; Berechnungen der Autoren.

sich, dass Spanien und Finnland die höchsten Wachstumsraten verzeichnet haben. Aber auch Italien und Frankreich sind in den vergangenen Jahren meist überdurchschnittlich gewachsen. In Spanien und Finnland wurden die hohen Investitionen in Wohnbauten von einem starken Kreditwachstum begleitet. Ein entscheidender Unterschied ergibt sich jedoch, da Finnland sehr niedrige Inflationsraten verzeichnete, aber der Wohnungsbau durch staatliche Programme gefördert wurde, während Spanien von niedrigen Realzinsen profitiert.

In Österreich und Deutschland zeigt sich deutlich der Nachteil hoher Realzinsen; beide Länder zeichnen sich durch unterdurchschnittliches Kreditwachstum und in beiden Fällen schrumpfende Bautätigkeit aus. Portugal erlebte einen massiven Einbruch der Baukonjunktur in 2003, von dem es sich trotz relativ niedriger Realzinsen bis heute nicht erholt hat. Insgesamt wird deutlich, dass der Realzinseneffekt (insbesondere im Vergleich Spaniens mit Deutschland) zu einer bleibenden Divergenz der Wachstumsraten geführt hat.

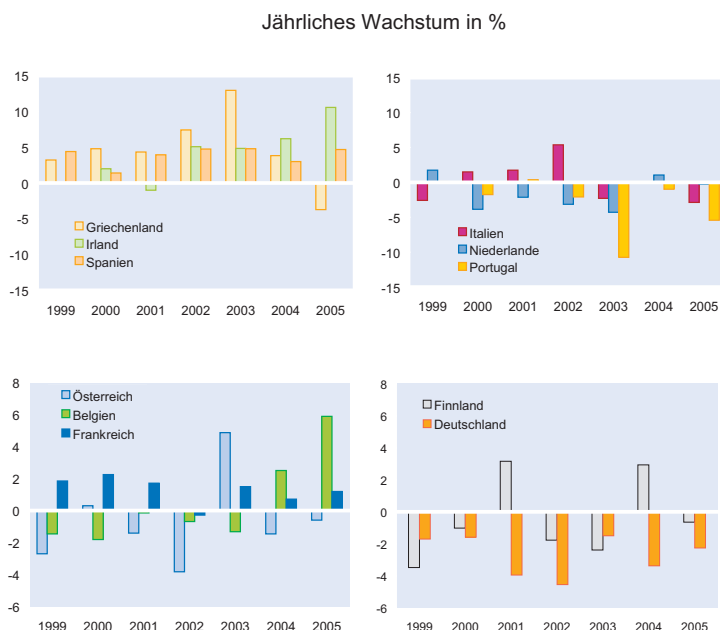
Anlageinvestitionen

Ähnlich wie im vorangehenden Abschnitt können sich Realzinsdifferenzen auch über die realen Bruttoanlageinvestitionen auf die Entwicklung der Volkswirtschaft übertragen. Auch hier begünstigt ein niedriger Realzins die Investitionstätigkeit. In Abbildung 15 zeigt sich ein ähnliches Bild wie schon bei der Wohnungsbautätigkeit.

Spanien, Irland und ebenso Griechenland (bis 2004) konnten von günstigen Finanzierungsbedingungen profitieren. Auch in Frankreich stiegen die Investitionen meist stärker als im Euroraum. Andere Länder wie Deutschland und Österreich hatten eine weit unterdurchschnittliche Entwicklung zu verzeichnen. In Finnland zeigt sich der Zinsnachteil nun bei den Anlageinvestitionen, die die meiste Zeit nur unterdurchschnittlich expandierten. Insgesamt findet sich auch bei den Anlageinvestitionen die These bestätigt, dass Realzinsunterschiede in einer Währungsunion zu einer dauerhaft unterschiedlichen gesamtwirtschaftlichen Entwicklung beitragen.

Die in diesem Abschnitt angeführte Evidenz deutet darauf hin, dass es sich bei der in Abbildung 12 dargestellten Beziehung zwischen Realzins und Output Gap nicht um eine bloße Korrelation, sondern auch eine kausale Beziehung von Realzins zur Konjunkturlage handelt. Die aus theoretischer Sicht stark vom Realzins abhängigen Größen Kreditwachstum, Wohnungsbau und Anlageinvestitionen zeigen weitgehend die divergierende Entwicklung in den einzelnen Ländern, wie sie sich aus den Realzinsunterschieden impliziert. Damit verstärken die Inflationsunterschiede über den Realzinskanal bestehende konjunkturelle Asymmetrien.

Abb. 15
Reale Bruttoanlageinvestitionen in Abweichung zum Euroraum



Quelle: Eurostat; Berechnung der Autoren.

Auswirkungen der unterschiedlichen Entwicklungen der realen Wechselkurse

Neben ihrer Auswirkungen auf den Realzins sorgen unterschiedliche Inflationsraten bei fixen nominalen »Wechselkursen« innerhalb der EWU für Veränderungen der realen Wechselkurse⁹ und damit der Wettbewerbsfähigkeit der Volkswirtschaften, die tendenziell zu einer Konvergenz des Wirtschaftswachstums führen.

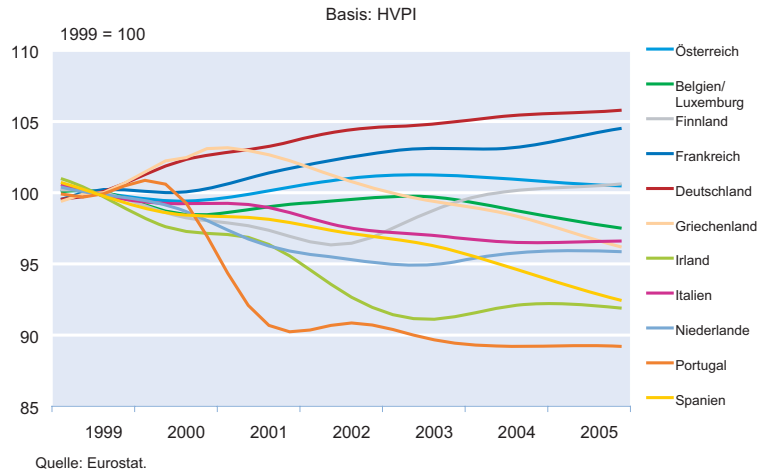
Reale Wechselkurse bzw. die Wettbewerbsfähigkeit von Volkswirtschaften lassen sich mit unterschiedlichen Methoden berechnen (vgl. z.B. Clostermann 1998). Abbildung 16 basiert auf der Kombination von fixen nominalen Wechselkursen in der EWU mit den nationalen Entwicklungen des HVPI. Dagegen beruht Abbildung 17 auf den nationalen Lohnstückkosten, wodurch neben der hochkorrelierten Lohn-/Preisentwicklung auch unterschiedliche Produktivitätswachstumsraten berücksichtigt werden. Beide Darstellungen sind zumindest qualitativ sehr ähnlich. Es ist klar zu erkennen, dass Deutschland und Frankreich an preislicher Wettbewerbsfähigkeit gewonnen, Portugal, Irland und Spanien dagegen verloren haben. Noch deutlicher zeigt sich diese Entwicklung an dem auf Lohnstückkosten basierten realen Wechselkurs, der insbesondere Irland, Italien und Spanien Wettbewerbsnachteile bescheinigt und der anzeigt, dass lediglich Deutschland und Österreich ihre Position spürbar verbessert haben.¹⁰

Beide Abbildungen können jedoch nicht beantworten, ob es in den letzten Jahren zu einer *absoluten* Konvergenz oder Divergenz der Wettbewerbsfähigkeit gekommen ist. Dafür ist entscheidend, ob der Eintritt in die Währungsunion 1999 zu gleichgewichtigen Wechselkursen stattfand. Dies wird insbesondere für Deutschland häufig bestritten, die DM war 1999 wahrscheinlich überbewertet. Hierbei ist ebenfalls zu beachten, dass zwischen den Ländern noch

⁹ Der reale Wechselkurs ϵ in Preisnotierung gibt den Preis ausländischer Güter in Einheiten inländischer Güter an. Ein Anstieg von ϵ bedeutet deshalb eine reale Abwertung und damit einen Anstieg der Wettbewerbsfähigkeit des Inlands.

¹⁰ Der überaus starke Anstieg der Wettbewerbsfähigkeit in Deutschland gemessen an den Lohnstückkosten in Abbildung 17 ist allerdings auch darauf zurückzuführen, dass viele unproduktive Arbeitnehmer entlassen wurden und die durchschnittliche Produktivität so erhöht wurde. Somit zeigt sich hier zwar ein Gewinn an Wettbewerbsfähigkeit deutscher Produkte, nicht aber der deutschen Arbeitnehmer.

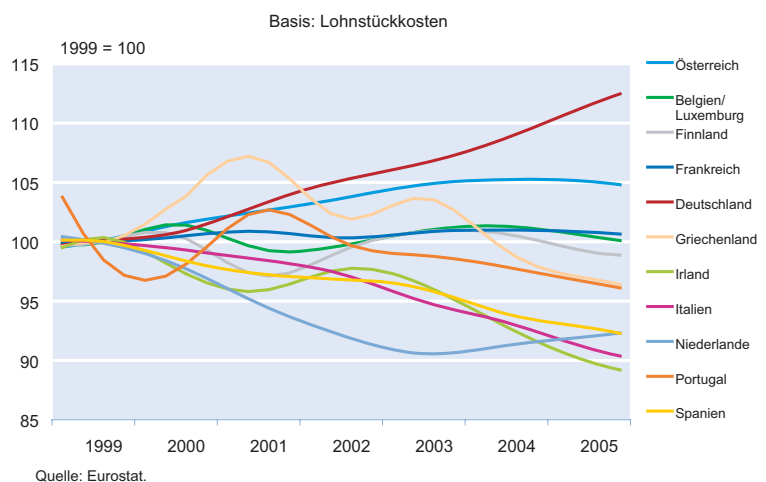
Abb. 16
Realer effektiver Wechselkurs gegenüber den EWU-Handelspartnern



erhebliche *Niveau*unterschiede bestehen, was die Lohnstückkosten betrifft. In diesem Artikel geht es jedoch vor allem um die konjunkturelle Effekte, für die die Betrachtung der relativen Entwicklung der Wettbewerbsfähigkeit ausreicht.

Schließlich erkennt man in der Abbildung einen wichtigen Unterschied zu den Realzinsunterschieden: Während Realzinsunterschiede bei persistenten Inflationsunterschieden auf dem gleichen Niveau bleiben, kumulieren sich persistente Inflationsunterschiede bei den realen Wechselkursen. Die jahrelang niedrigen deutschen Inflationsraten haben zu einem stetigen Anstieg des realen Wechselkurses und damit zu einem stetigen Anstieg der deutschen Wettbewerbsfähigkeit geführt, während die Belastung durch den überdurchschnittlichen Realzins in etwa konstant geblieben ist (vgl. Abb. 9).

Abb. 17
Realer effektiver Wechselkurs gegenüber den EWU-Handelspartnern



Nettoexporte

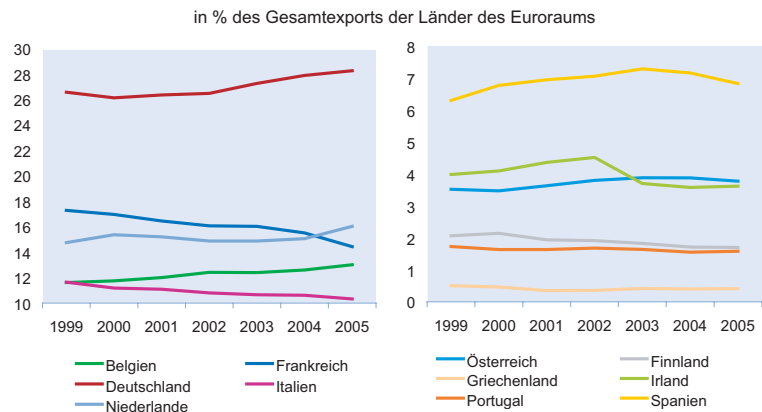
Der reale Wechselkurs beeinflusst die gesamtwirtschaftliche Nachfrage über seinen Einfluss auf die Nettoexporte. Grundsätzlich hängen die Nettoexporte (Leistungsbilanzsaldo) vom realen Wechselkurs ε sowie dem in- und ausländischen Einkommen Y bzw. Y^* ab. Vorausgesetzt die Marshall-Lerner-Bedingung ist erfüllt, d.h. die Summe der Nachfrageelastizitäten der Import- (IM) und Exportnachfrage (X) bezüglich des realen Wechselkurses ist größer eins (oder die Mengenreaktionen bei Exporten (X) und Importen (IM) übersteigen den Preiseffekt, durch den der Preis der Importe bei einer Aufwertung sinkt), fallen die Nettoexporte bei einer Aufwertung (vgl. Blanchard und Illing 2004, Kapitel 19):

$$NX(Y, Y^*, \varepsilon, Z) = X(Y, \varepsilon, Z) - IM(Y, \varepsilon, Z) / \varepsilon$$

Daneben haben noch eine Reihe weiterer Variablen Z wie Produktqualität, institutionelle Rahmenbedingungen wie Rechtssicherheit oder auch explizite und implizite Handelsbeschränkungen einen Einfluss auf Wettbewerbsfähigkeit und Nettoexporte. Der Einfluss des realen Wechselkurses beschränkt sich auf den Preis- und Kostenaspekt des internationalen Handels. Abbildung 18 verdeutlicht nun, dass insbesondere Deutschland einen sehr hohen Anteil am Gesamtexport der Euroraum-Länder hat. Bemerkenswert ist, dass Deutschland deutlich an Exportanteilen dazu gewonnen hat. Auch Österreich hat die gestiegene Wettbewerbsfähigkeit dazu genutzt, Exportanteile hinzuzugewinnen. Bei kleineren Ländern konstatiert man teils erhebliche Schwankungen, da deren Marktanteil gemessen am Niveau sehr viel kleiner ist und einzelnen Transaktionen großes Gewicht zukommt. Diejenigen Länder, die aufgrund ihrer hohen Inflationsraten an internationaler Wettbewerbsfähigkeit verloren haben – insbesondere Portugal und Italien – haben tendenziell an Marktanteilen verloren. In Spanien hat die Verschlechterung der preislichen Wettbewerbsfähigkeit bis 2003 nicht zu einem Verlust an Marktanteilen geführt. Das Gegenteil war der Fall. In den vergangenen beiden Jahren hat sich die Entwicklung dort jedoch verschlechtert, so dass sich die kumulierten Effekte des realen Wechselkurses dort nun langsam bemerkbar machen. Auch Irland verlor 2003 deutlich an Marktanteil im Euroraum und konnte das Niveau erst wieder stabilisieren, als 2004 wieder niedrigere

Abb. 18

Exportanteil des jeweiligen Landes in die EU-15

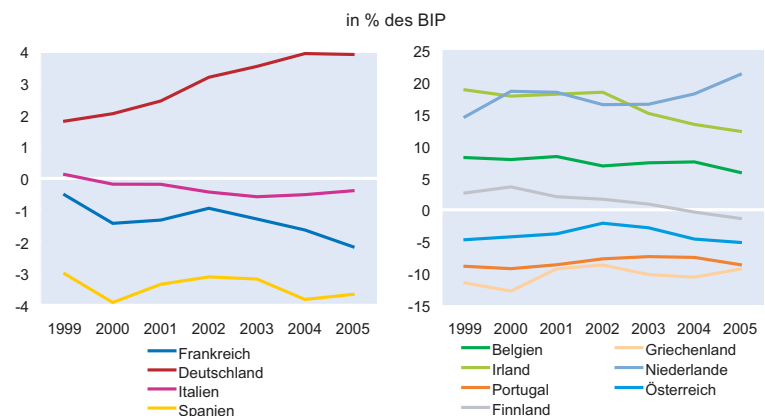


Quelle: Eurostat; Berechnungen der Autoren.

Inflationsraten realisiert wurden und man dort an Wettbewerbsfähigkeit gewann (vgl. Abb. 16). Einen Gewinn an Marktanteilen zeigt sich am aktuellen Rand bei den Niederlanden, die ebenfalls seit 2003 eine Abwertung des realen Wechselkurses erfahren. Insgesamt konnte die Aufwertung des realen Wechselkurses in den Ländern mit hoher Inflation noch nicht zu einer Konvergenz der wirtschaftlichen Entwicklung im Euroraum beitragen. Obwohl Deutschland an Wettbewerbsvorteilen gewann, haben andere Länder mit höheren Inflationsraten bisher nicht sehr viel schlechter beim Export abgeschnitten, wenngleich die dämpfenden Effekte einer Aufwertung in den Ländern mit höherer Inflation durchaus zum Tragen kommen. Erste Anzeichen dafür, dass der Effekt der realen Aufwertung nun größeres Gewicht bekommen könnte, zeigen sich in der schlechten Exportentwicklung Spaniens und Italiens in den vergangenen beiden Jahren.

Abb. 19

Nettoexporte in die EU-15



Quelle: Eurostat; Berechnungen der Autoren.

Eine verbesserte Wettbewerbsposition sollte sich, im Zuge des Gewinns von Marktanteilen heimischer Produkte, auch in den Nettoexporten niederschlagen und so die konjunkturelle Entwicklung beeinflussen. In Abbildung 19 sind die Nettoexporte als Anteil am BIP des jeweiligen Landes dargestellt, wobei man in der linken Graphik nun die großen Volkswirtschaften des Euroraums findet. Insbesondere für Deutschland ist der Gewinn an Wettbewerbsfähigkeit auch mit einer deutlich positiven Entwicklung der Nettoexporte verknüpft. In Italien und Spanien hingegen ist keine nennenswerte Veränderung der (negativen) Nettoexporte zu erkennen. In der rechten Graphik sind die Nettoexporte der kleineren Länder dargestellt, und auch hier zeigt sich, dass die Niederlande seit 2004 wieder mehr exportieren, wohingegen in Irland seit 2003 der Verlust an Wettbewerbsfähigkeit negativ auf die Exporte auswirkt.

Schlussbemerkungen

Mehr als sieben Jahre nach Vollendung der Europäischen Währungsunion beschäftigte sich dieser Aufsatz mit einem spezifischen Aspekt der gemeinsamen Geldpolitik, nämlich den konjunkturellen Auswirkungen von Inflationsunterschieden im Euroraum. Während Nominalzinsunterschiede innerhalb der EWU seit 1999 praktisch der Vergangenheit angehören, existieren weiterhin nicht zu vernachlässigende Unterschiede bei den Inflationsraten. Diese haben sowohl strukturelle Ursachen im Balassa-Samuelson-Effekt als auch eine konjunkturelle Komponente. Vielfältige Rigiditäten in der EWU tragen dazu bei, dass Inflationsunterschiede hier länger als in anderen Währungsräumen bestehen bleiben. Dadurch sind auch die realwirtschaftlichen Konsequenzen der konjunkturellen Komponente im Euroraum ausgeprägter.

Der vorliegende Beitrag liefert einige Hinweise für die Existenz eines die Divergenz fördernden Realzinskanals in der EWU. Beispielsweise sorgen überdurchschnittliche Inflationsraten über niedrigere Realzinsen für günstigere Finanzierungsbedingungen als in anderen Mitgliedstaaten, was sich zunächst in einer höheren realen Kreditvergabe zeigt. Damit einher geht eine Ausweitung der Investitionstätigkeit, und es kommt zu einer konjunkturellen Belebung, die potentiell die Inflationsunterschiede sogar noch verstärkt.

Weiterhin analysiert der vorliegende Beitrag auch die Existenz eines Wettbewerbskanals im Euroraum. Demnach haben Inflationsdifferenzen eine Veränderung der Wettbewerbsfähigkeit zur Folge, da sich bei höheren Inflationsraten Preise und Löhne schneller erhöhen als im Partnerland. Dies resultiert in einem Verlust von Marktanteilen und führt über sinkende Nettoexporte zu einem Rückgang der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage. Da sich die Preise bei dau-

erhaften Inflationsdifferenzen immer weiter voneinander entfernen, kumuliert sich der Wettbewerbseffekt über die Zeit und dominiert den Realzinseffekt schließlich – wie unter anderem von der EZB (2003, 2005) argumentiert wird. Insgesamt scheinen diese Effekte des Wettbewerbskanals im Euroraum bisher noch nicht auszureichen, um die Auswirkungen des Realzinskanals auszugleichen oder gar zu übertreffen und dadurch eine Konvergenz der konjunkturellen Entwicklung herzustellen.

Dennoch legen die deutlichen Veränderungen in den relativen Wettbewerbspositionen der Mitgliedsländer nahe, dass in naher Zukunft bisher prosperierenden Ländern wie Spanien konjunkturelle Probleme bevorstehen, während auf der anderen Seite Länder wie Deutschland von der gewonnenen Wettbewerbsfähigkeit noch einige Zeit profitieren sollten. Nach Jahren der konjunkturellen Flaute könnte Deutschland in nächster Zeit gewissermaßen von den Rigiditäten des Euroraums zumindest relativ profitieren, indem es mittels steigender gesamtwirtschaftlicher Nachfrage im Vergleich zu anderen Mitgliedsländern dann etwas höhere Inflationsraten realisiert, was die Realzinsnachteile der vergangenen Jahre abmildert. Im Extremfall könnte es durch die steigende gesamtwirtschaftliche Nachfrage und der damit einhergehenden höheren Inflationsraten zu einem Rollentausch von bisherigen Hoch- und Niedriginflationsländern kommen. Eine Herausforderung für die Politik besteht darin, durch den Abbau von Rigiditäten zu vermeiden, dass sich durch die Persistenz von Inflationsunterschieden die Dominanz des Wettbewerbskanals und des Realzinskanals in einem Land jeweils abwechseln und so konjunkturelle Schwankungen der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage erhöht werden. Denn insgesamt sorgen diese Rigiditäten für stärker ausgeprägte und länger anhaltende asymmetrische konjunkturelle Schwankungen im Euroraum und mindern so die Wohlfahrtsgewinne aus der EWU.

Literatur

- Angeloni, I. und M. Ehrmann (2004), »Euro area inflation differentials«, *ECB Working Paper Series*, No. 388.
- Arnold, I.J.M. und J.J.G. Lemmen (2006), »Inflation Expectations and Inflation Uncertainty in the Eurozone: Evidence from Survey Data«, *CESifo Working Paper No. 1667*.
- Balassa, B. (1964), »The purchasing power parity doctrine: A reappraisal«, *The Journal of Political Economy*, 72, 584–596.
- Blanchard, O. und G. Illing (2003), *Makroökonomie*, 3. Auflage, Pearson Studium, München.
- Clostermann, J. (1998), »What is the Fittest Price Measure for the Calculation of Real D-Mark Exchange Rates?«, *ifo Studien* 44(4), 393–412.
- EU-Kommission (2004), *Quarterly Report on the Euro area*, DG ECFIN, 3(2).
- EZB (2003), Inflation differentials in the euro area: potential causes and policy implications.
<http://www.ecb.int/pub/pdf/other/inflationdifferentialreporten.pdf>
- EZB (2005), »Geldpolitik und Inflationsdivergenz in einem heterogenen Währungsraum«, *EZB Monatsbericht*, Mai 2005.
- Gali P. und J. Gertler (1999), »Inflation dynamics: A structural econometric analysis«, *Journal of Monetary Economics*, 44, 195–222.

- Samuelson, P. (1964), »Theoretical notes on trade problems«, *Review of Economics and Statistics*, 23, 145–154.
- Sinn, H.-W. und M. Reutter (2001), »The Minimum Inflation Rate for Euro-land«, *NBER Working Paper* No. 8085.
- Walsh, C. E. (2003), *Monetary Theory and Policy*, 2. Auflage, MIT Press, Cambridge.
- Welter, P. (2006), »Schuld sind nicht die anderen«, *Frankfurter Allgemeine Zeitung*, 27. Januar, 11.

Finanzpolitik und Konjunktur: Die automatischen Stabilisatoren in Deutschland

Im Unterschied zu den sechziger und siebziger Jahren gibt es heute nur noch wenige Finanzwissenschaftler und Finanzpolitiker, die einer antizyklischen Finanzpolitik im Sinne einer keynesianischen Nachfragepolitik, also Konjunkturprogrammen zur Bekämpfung der Arbeitslosigkeit, das Wort reden. Die Einsicht herrscht vor, daß dort, wo die Arbeitslosigkeit hoch ist, so auch in Deutschland, dies vorwiegend strukturelle Gründe hat, welche sich nicht mit konjunkturstimulierenden Maßnahmen bekämpfen lassen, sondern vielmehr strukturelle Verbesserungen am Arbeitsmarkt, beim Lohnsystem und beim Steuer- und Sozialsystem erfordern. Im Vordergrund der Finanzpolitik steht die Haushaltskonsolidierung, also die Senkung der staatlichen Budgetdefizite. Davon werden wachstumspolitisch positive Wirkungen erwartet, und zwar aus zweierlei Gründen: Zum einen kann bei einer geringeren Beanspruchung des Kapitalmarktes durch den Staat der Realzins niedriger sein, was die Finanzierung privater Investitionen erleichtert. Zum anderen wird die Zinsbelastung der öffentlichen Haushalte geringer. Dadurch entsteht Spielraum für Steuersenkungen, welche dann ebenfalls die private Wirtschaftstätigkeit anregen können. Auch wenn damit die Priorität der Finanzpolitik bei der Verbesserung der angebotspolitischen Rahmenbedingungen liegt, verbleibt ihr nach wie vor eine wichtige Aufgabe bei der Konjunkturstabilisierung. So sollten bei konjunkturellen Schwankungen der Gesamtwirtschaft die sogenannten automatischen Stabilisatoren des öffentlichen Finanzsystems wirksam bleiben. Dies bedeutet, daß im Aufschwung die konjunkturbedingten Mehreinnahmen und Minderausgaben angespart werden und dadurch die Nachfrage gedämpft wird. Im Abschwung kann dann ein konjunkturbedingt höheres Defizit (aufgrund konjunkturbedingter Mindereinnahmen und Mehrausgaben) hingenommen werden, welches die Nachfrage stützt. Falls der Konjunkturzyklus annähernd symmetrisch ist, steigt die Staatsverschuldung in Deutschland im Verlauf der verschiedenen Konjunkturzyklen untersucht. Dabei wird zunächst die vom ifo Institut entwickelte Methode zur empirischen Abschätzung der automatischen Stabilisatoren beschrieben. Anschließend wird überprüft, ob und wie stark in der Vergangenheit diese automatische Stabilisierungswirkung in Deutschland durch diskretionäre Maßnahmen konterkariert worden ist.

Berechnung der automatischen Stabilisatoren

Zur Abschätzung der automatischen Stabilisatoren sind zwei Rechenschritte notwendig: Zunächst muß für die einzelnen Jahre die Abweichung der gesamtwirtschaftlichen Produktion von der Produktion bei Normalauslastung (d.h. die Produktionslücke bzw. das Output Gap) geschätzt werden. Anschließend können dann die Einflüsse der konjunkturellen Unterauslastung oder Überauslastung auf die Staatseinnahmen, die Staatsausgaben und den staatlichen Finanzierungssaldo ermittelt werden. Die konjunkturbedingte Komponente des Finanzierungssaldos stellt den Nachfrageimpuls dar, der von den öffentlichen Haushalten im Konjunkturverlauf automatisch ausgeht.¹

¹ Unterschiedliche Multiplikatorwirkungen der verschiedenen Einnahme- und Ausgabearten werden hier vernachlässigt. Es wird also lediglich auf die Konjunkturimpulse und nicht auf die gesamte Konjunkturwirkung der automatischen Stabilisatoren abgestellt. Letztere lassen sich ermitteln, indem die Konjunkturimpulse als Anstoßwirkung in ein gesamtwirtschaftliches ökonomisches Modell eingegeben werden.

Schätzung der Produktionslücke (Output Gap)

Die Produktionslücke (Output Gap) ist das Spiegelbild der gesamtwirtschaftlichen Kapazitätsauslastung und damit ein Indikator für die konjunkturelle Lage. Je größer die Produktionslücke ist, um so größer ist die konjunkturelle Unterbeschäftigung. Hat die Produktionslücke ein negatives Vorzeichen, dann ist die Wirtschaft in einer konjunkturellen Überauslastung. Bei einer Produktionslücke von Null ist die Volkswirtschaft in einer konjunkturellen Normallage.² Die Produktionslücke wird im allgemeinen mit zwei unterschiedlichen Ansätzen ermittelt. Beim ersten Ansatz wird sie als Differenz zwischen dem realen Bruttoinlandsprodukt (BIP) und seinem Trendwert berechnet. Hier geht es darum, die geeignete Methode für die Trendberechnung zu finden. Beim zweiten Ansatz wird die Produktionslücke als Differenz zwischen dem BIP und dem mit Hilfe einer Produktionsfunktion ermittelten Produktionspotential (BIP

² Die Produktionslücke (output gap) ist wie folgt definiert:

$$\text{Produktionslücke} = (Y^* - Y) / Y^*$$
 wobei Y^* = Bruttoinlandsprodukt bei Normalauslastung
 Y = tatsächliches Bruttoinlandsprodukt.

bei Normalauslastung) errechnet. Hierzu ist es notwendig, das potentielle Faktorangebot (im allgemeinen Arbeit und Kapital) bei Normalauslastung zu bestimmen sowie den Beitrag der Faktoren zur gesamtwirtschaftlichen Produktion. Darüber hinaus ist auch der Beitrag des technischen Fortschritts abzuschätzen. Zwar unterscheiden sich die beiden Ansätze auf den ersten Blick stark voneinander, doch muß dies nicht bedeuten, daß die empirischen Ergebnisse sehr unterschiedlich sind. Auch bei der Ermittlung des Produktionspotentials werden nämlich für die Schätzung der Einzelkomponenten Trendwerte eingesetzt. Damit wird das Produktionspotential ebenso wie der Trend des Bruttoinlandsprodukts mehr oder weniger stark von der tatsächlichen Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts beeinflusst. Da das bei der Produktion zum Einsatz kommende Faktorangebot nicht fest vorgegeben ist, sondern auch von der Entwicklung der Nachfrage abhängt, ist die Trennung zwischen Angebotsseite und Nachfrageseite allerdings immer etwas willkürlich.³ Aus dem Vergleich der geschätzten Produktionslücke mit anderen konjunkturellen Spannungsindikatoren, wie der Preisentwicklung, der Geschäftslagebeurteilung der Unternehmen sowie ihren Angaben zur Kapazitätsauslastung, wie sie das ifo Institut regelmäßig für die Industrie ermittelt, läßt sich aber überprüfen, ob die berechnete Produktionslücke ein geeigneter Indikator für die jeweilige konjunkturelle Lage im Sinne eines Ungleichgewichts zwischen Angebot und Nachfrage ist. Im folgenden wird die Produktionslücke für Deutschland als Differenz zwischen dem BIP und seinem Trendwert berechnet. Im Anhang ist zum Vergleich die alternative Berechnungsmethode mit Hilfe des Produktionspotentials dargestellt.

Produktionslücke als Abweichung des Bruttoinlandsprodukts von seinem Trendwert

Die meisten Trendberechnungen werden derzeit mit Hilfe des sogenannten Hodrick-Prescott Filters (im folgenden als HP-Filter bezeichnet) durchgeführt. Im Unterschied zum linear-logarithmischen Trend ist beim HP-Filter die ermittelte Trendwachstumsrate nicht als konstant vorgege-

ben. Sie kann sich je nach Wahl des Glättungsparameters (Lagrange Faktor λ) mehr oder weniger stark an die jeweilige tatsächliche Wachstumsrate angleichen.⁴ Die Wahl des geeigneten Trends für das BIP richtet sich nach der Länge der beobachteten Konjunkturzyklen. In Deutschland betrug in der Vergangenheit der Konjunkturzyklus maximal sieben Jahre. Der für die Glättung verwendete Filter muß also alle Reihenkomponenten mit einer Schwungsdauer unter sieben Jahren ausfiltern. Es läßt sich zeigen, daß bei der BIP-Zeitreihe mit Vierteljahreswerten ein $\lambda = 5\,000$ diesen Anforderungen entspricht.⁵ Bei der Anwendung des HP-Filters ist noch ein weiteres Problem zu klären. Befindet man sich nämlich am Reihenende gerade in einer Rezession oder einem Boom, entsteht am aktuellen Rand ein Schätzproblem (End-point-bias-problem).⁶ Aufgrund der asymmetrischen Gewichtsverteilung des Wägungsschemas bei der Trendberechnung bekommen die Randwerte ein relativ hohes Gewicht. Ist beispielsweise die Wirtschaft am aktuellen Rand in einer Rezession, dann ergibt sich nach dieser Methode am aktuellen Rand ein relativ niedriger Trendwert (und damit eine zu geringe Produktionslücke). Umgekehrt ist es, wenn sich die Wirtschaft am aktuellen Rand in einem Boom befindet. Auch hier wird die (jetzt mit negativem Vorzeichen versehene) Produktionslücke zu niedrig ausgewiesen. Um diesen Bias am aktuellen Rand zu vermeiden, kann man entweder den Glättungsparameter λ erhöhen, mit dem Nachteil einer zu inflexiblen Schätzung im Mittelbereich der Reihe, oder aber man kann die Reihe künstlich verlängern. Beispielsweise verlängert die EU-Kommission die BIP-Zeitreihe um Prognosewerte für drei bis fünf Jahre und wendet den HP-Filter auf diese verlängerte Zeitreihe an. Der am aktuellen Rand ausgewiesene Trendwert ist dann allerdings abhän-

³ Deshalb wird die Orientierung beider Verfahren an der bisherigen Wirtschaftsentwicklung von manchen kritisiert. Kommt es beispielsweise zu einem positiven Angebotsschock (z.B. einer demographisch oder durch Einwanderung bedingten Erhöhung der Erwerbspersonen), dann erhöht dies die Produktionsmöglichkeiten sofort. Aber erst später zeigt sich aus der tatsächlichen Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts, ob das erweiterte Angebot auch von der Nachfrageseite genutzt wurde. Wäre dies nicht der Fall, weil etwa die Makropolitik zu restriktiv war oder aber weil der Arbeitsmarkt nicht flexibel genug war, das höhere Angebot zu absorbieren, dann würde sich trotz des positiven Angebotsschocks das Bruttoinlandsprodukt nicht erhöhen. In diesem Fall würde weder das Trend-BIP noch das mit den herkömmlichen Methoden berechnete Produktionspotential steigen.

⁴ Bei einem niedrigen Wert von λ folgen die Trendwerte in relativ engem Abstand den tatsächlichen Werten, während bei einem hohen Wert von λ der Trend glatter wird. Bei einem extrem hohen Wert von λ entspricht der Trend dem linear-logarithmischen Trend. Mit der entsprechenden Wahl von λ kann man also den Trend nach Belieben glatter oder weniger glatt machen.

⁵ Die Entwickler des HP-Filters (Hodrick und Prescott) geben zwar Empfehlungen zur Wahl des Glättungsparameters für die Trendschätzung – bei Quartalswerten sollte $\lambda = 1\,600$ gesetzt werden –, berücksichtigen dabei aber weder unterschiedliche Reihenlängen, noch die Länge der Konjunkturzyklen. Nach unseren Untersuchungen wird ein Wert von $\lambda = 5\,000$ dem zeitlichen Bewegungsmuster des vierteljährlichen BIP in Deutschland wesentlich besser gerecht.

⁶ Dieses Problem tritt bei allen Tiefpaßfiltern auf. Das ifo Institut hat deshalb einen neuen Ansatz entwickelt, der am aktuellen Reihenrand bessere Eigenschaften aufweist. Der Erfolg dieser Bemühung ist in einer größeren Untersuchung bestätigt worden, in der die Leistungsfähigkeit des neuen Ansatzes mit der des HP-Filters verglichen wurde. Das Untersuchungsergebnis der Autoren Goldrian/Lehne wird demnächst unter dem Titel »Zur Approximation der Trend-Zyklus-Komponente am aktuellen Rand einer Zeitreihe« in den Jahrbüchern für Nationalökonomie und Statistik veröffentlicht. Da der neue ifo Filter in der Literatur aber bis jetzt noch nicht diskutiert werden konnte, verwenden wir hier den HP-Filter.

gig von der jeweiligen Prognose. Wir sind dem Beispiel der EU-Kommission gefolgt und haben die BIP-Zeitreihe bis Ende 2003 prognostiziert.⁷

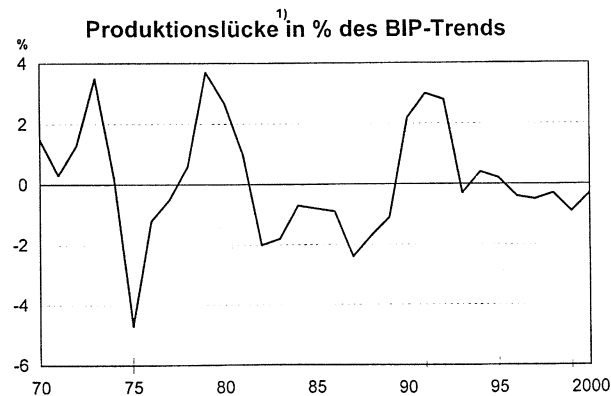
Die Produktionslücke (in % des Trend-BIP) zeigt die ausgeprägten zyklischen Schwankungen des BIP um den Trend (Abb. 1). In den drei Boomphasen 1973, 1979/1980 und 1990 bis 1992 überstieg das BIP seinen Trendwert in der Spitze jeweils um rund 3 1/2%. Die Tiefpunkte der Konjunktur waren demgegenüber weniger einheitlich. Der größte Abstand zwischen dem BIP und seinem Trendwert ergab sich im Rezessionsjahr⁸ 1975 mit 4,7%. Im Rezessionsjahr 1982 war der Abstand mit 2% weniger als halb so hoch. Anschließend schwächte sich die Konjunktur nach einer kurzen Erholung wieder ab, und im Jahr 1987 fiel das BIP wieder um 2,4% unter seinen Trendwert. Während der Rezession 1993 betrug der Abstand zwischen dem tatsächlichen und dem trendmäßigen BIP lediglich 0,3%. Nach einem kurzen Anstieg des BIP über seinen Trendwert im Jahr 1994 fiel es in den Jahren 1996 bis 1998 um 1/4 bis 1/2% darunter. Die gegenwärtige »Konjunkturdelle« führt dazu, daß die Produktionslücke im laufenden Jahr auf knapp 1% steigen wird.

Der Verlauf der Produktionslücke wurde von uns mit anderen Konjunkturindikatoren überprüft, und es zeigte sich folgendes: Die im ifo Konjunkturtest regelmäßig ermittelte Beurteilung der Geschäftslage in der gewerblichen Wirtschaft und die Kapazitätsauslastung im verarbeitenden Gewerbe sind sehr eng miteinander korreliert, und beide sind eng mit der gesamtwirtschaftlichen Produktionslücke

⁷ Dabei wurden folgende Wachstumsraten unterstellt: 1999 1,5%; 2000 2,4%; 2001–2003 jeweils 2,5%.

⁸ Als Rezessionsjahr bezeichnen wir hier Jahre mit negativer BIP-Veränderung gegenüber dem Vorjahr. In den letzten dreißig Jahren ging das reale BIP in drei Jahren gegenüber dem Vorjahr zurück, und zwar 1975 um 1,2%, 1982 um 0,9% und 1993 um 1,2%. Nach der jüngsten Revision der VGR betrug der Rückgang des realen BIP im Jahr 1993 1,1%.

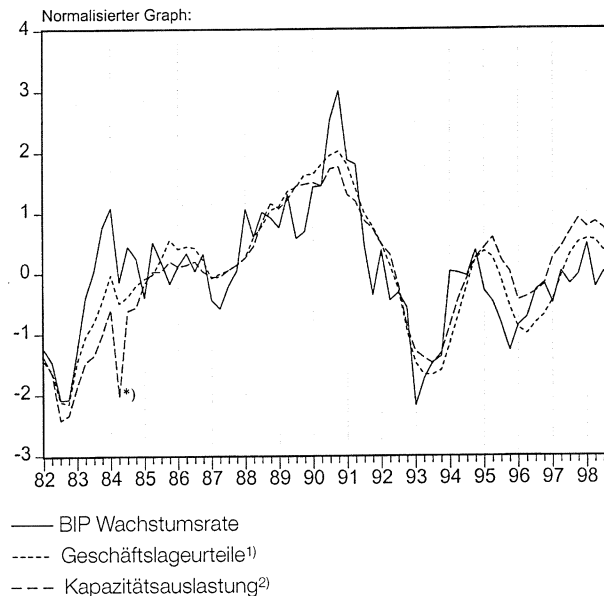
Abb. 1



1) Jahr 1999 und 2000 Prognose.
Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Abb. 2

BIP Wachstum und ifo Konjunkturtest



— BIP Wachstumsrate
- - - Geschäftslageurteile¹⁾
- · - Kapazitätsauslastung²⁾

¹⁾ Metallerstreik im Juni 1984

²⁾ In der gewerblichen Wirtschaft Westdeutschlands

³⁾ In der verarbeitenden Industrie Westdeutschlands

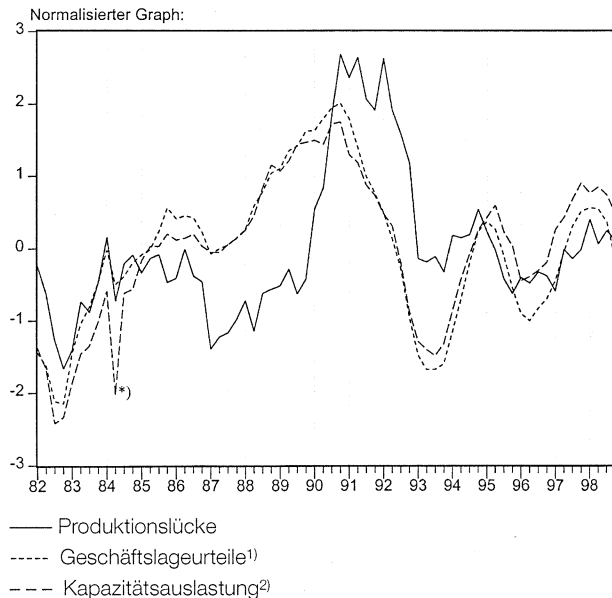
korreliert; im Durchschnitt hatten sie in der Vergangenheit einen Vorlauf von zwei Quartalen gegenüber der Produktionslücke (Abb. 2). Noch enger als mit der Produktionslücke sind die Geschäftslageurteile allerdings mit der Veränderungsrate des BIP gegenüber dem Vorjahr korreliert, wobei hier ein Gleichlauf festzustellen ist (Abb. 3).

Konjunkturbereinigung der Staatseinnahmen

Mit Hilfe des Quotienten aus dem Trend-BIP und dem tatsächlichen BIP können die konjunkturbereinigten Staatseinnahmen berechnet werden. Da die Staatseinnahmen sich aber nicht notwendigerweise proportional zum BIP entwickeln, sondern die Einnahmeerlastizität bezüglich des BIP größer oder kleiner als 1 sein kann, ist zunächst die Elastizität der Staatseinnahmen in bezug auf das Bruttoinlandsprodukt zu berechnen. Dies erfordert eine entsprechende Bereinigung der tatsächlichen Einnahmewicklung um die Auswirkungen des Abgabenrechts (Änderungen der Steuersätze und Sozialbeiträge sowie der Bemessungsgrundlagen).

Die Elastizität der um Rechtsänderungen bereinigten Sozialbeiträge bezüglich des nominalen Bruttoinlandsprodukts entspricht der Elastizität der Brutto-lohn- und -ge-

Abb. 3 Produktionslücke und ifo Konjunkturtest



*) Metallstreik im Juni 1984

¹⁾ In der gewerblichen Wirtschaft Westdeutschlands

²⁾ Im verarbeitenden Gewerbe Westdeutschlands

haltsumme bezüglich des nominalen BIP. Diese Elastizität wurde regressionsanalytisch ermittelt und beträgt 0,8. Schwieriger gestaltet sich die Ermittlung der Elastizität der **Steuereinnahmen**. Die Auswirkungen der Steuerrechtsänderungen seit 1970 wurden auf Basis der Unterlagen des Bundesministeriums der Finanzen getrennt für die drei wichtigsten Steuerarten, nämlich indirekte Steuern, direkte Steuern von Unternehmen (mit eigener Rechtspersönlichkeit) und direkte Steuern von privaten Haushalten (jeweils in der Abgrenzung der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung)⁹ geschätzt. Anschließend wurde die absolute jährliche Veränderung dieser Zeitreihe (Auswirkungen von Rechtsänderungen) von der Veränderung der Steuereinnahmen in diesem Jahr abgesetzt. Die jährliche Verän-

⁹ Nach der Abgrenzung der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung zählen zu den indirekten Steuern insbesondere die Mehrwertsteuer und die Einfuhrumsatzsteuer, die Verbrauchsteuern, die Grundsteuer, die Grunderwerbsteuer, die Kraftfahrzeugsteuer, soweit sie nicht von privaten Haushalten gezahlt wird, die Kapitalverkehrsteuer, die Versicherungssteuer sowie sonstige kleinere Steuern. Zu den direkten Steuern der Unternehmen mit eigener Rechtspersönlichkeit zählen insbesondere die Körperschaftsteuer, die Ergänzungsabgabe zur Körperschaftsteuer und die auf die Unternehmen mit eigener Rechtspersönlichkeit entfallenden Teile der nicht veranlagten Steuern vom Ertrag und der Vermögensteuer. Zu den direkten Steuern der privaten Haushalte zählen insbesondere die veranlagte Einkommensteuer, die Lohnsteuer, die auf die privaten Haushalte entfallende Vermögensteuer und die auf private Haushalte entfallende Kraftfahrzeugsteuer.

derungsrate der so bereinigten Steuereinnahmen wurde durch die Veränderungsrate des nominalen BIP dividiert, um die um Steuerrechtsänderungen bereinigte Steuerelastizität zu erhalten. Diese Steuerelastizitäten weisen erhebliche jährliche Schwankungen auf.¹⁰ Berechnet man den Durchschnitt der jährlichen Elastizitäten über mehrere Jahre, dann gleichen sich diese Unterschiede aus. Die (über den Zeitraum 1970 bis 1998 ermittelte) durchschnittliche Aufkommenselastizität beträgt bei den indirekten Steuern gerundet 0,7.

Diese Elastizität der indirekten Steuern bezogen auf das Bruttoinlandsprodukt erscheint auf den ersten Blick relativ klein. Manche gehen von einer Elastizität von 1 aus, weil die Mehrwertsteuer die dominierende Steuer bei den indirekten Steuern ist. Eine Kontrollrechnung bestätigt aber unser Ergebnis. Unter der Annahme einer Elastizität von 1,0 für Umsatzsteuern¹¹ und Gewerbesteuer und einer Elastizität von 0,2¹² für die übrigen indirekten Steuern (vor allem spezielle Verbrauchsteuern, welche Mengensteuern sind) ergibt sich anhand der aktuellen Gewichte der einzelnen Steuerarten eine gewogene Gesamtelastizität für die indirekten Steuern von 0,7.

Bei den direkten Steuern der Unternehmen mit eigener Rechtspersönlichkeit ergab sich für den Durchschnitt der letzten Jahre – bei großer Volatilität zwischen den Jahren – eine Aufkommenselastizität von rund 1 und bei den direkten Steuern der privaten Haushalten von 1,6. Die Tabelle zeigt die Elastizitäten der Sozialbeiträge und der Steuern in bezug auf das nominale BIP. Als gewogener Durchschnitt ergibt sich eine Elastizität des Steuersystems von knapp 1,1 und des gesamten en Abgabensystems von 0,9. Einschließlich einer unterstellten Elastizität von Null¹³ der übrigen staatlichen Einnahmen, ergibt sich dann eine gewogene Gesamteinnahmeelastizität von 0,8. Ein Anstieg des BIP um 1% erhöht demnach die staatlichen Einnahmen automatisch um 0,8%.¹⁴

¹⁰ Ursache dafür sind die zeitlichen Verzögerungen bei den kassenmäßigen Auswirkungen der Steuerrechtsänderungen sowie ganz allgemein Verzögerungen zwischen der Entstehung der Steuerschuld und der Steuerzahlung, soweit diese in den Daten der VGR nicht berücksichtigt sind. In der VGR wird nur bei der Lohnsteuer eine Phasenverschiebung gegenüber der Steuerstatistik um einen Monat vorgenommen. Die Lohnsteuereinnahmen des laufenden Monats werden also in der VGR dem Vormonat (Entstehung der Steuerschuld) zugerechnet.

¹¹ Vgl. dazu auch: Untersuchungen zur Bemessungsgrundlage und zum kassenmäßigen Aufkommen der Steuern vom Umsatz, Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel, Forschungsauftrag des Bundesministeriums der Finanzen, Kiel 1997.

¹² Diese Elastizität bezüglich des Einkommens wurde vom ifo Institut für die Mineralölsteuer ermittelt.

¹³ Zwar verändern sich auch die übrigen staatlichen Einnahmen teilweise im Zuge der Wirtschaftsentwicklung, doch werden diese Veränderungen hier als diskretionär definiert.

¹⁴ Eine alternative Methode zur Bestimmung der Aufkommenselastizität besteht darin, diese mit Hilfe der makroökonomischen Bemessungsgrundlage der jeweiligen Steuern unter Berücksichtigung der Progressionseffekte der Einkommensteuer zu ermitteln. Das Gesamtergebnis ändert sich nach unseren Schätzungen dadurch nicht.

Einnahmeelastizität

	Mrd. DM (1997)	ifo Schätzung	nachrichtlich:	
			OECD Schätzung ^{a)}	IWF Schätzung
Sozialbeiträge	730,1	0,8	0,7	0,7
Indirekte Steuern	459,8	0,7	1,0	1,0
Direkte Steuern der Unternehmen mit eig. Rechts- persönlichkeit	47,6	1,0	2,5	1,0
Direkte Steuern der Privaten Haushalte	311,9	1,6	0,9	0,9
Sonstige Staats- einnahmen	125,3			
Gesamte Staats- einnahmen	1 674,7			
Elastizität gewogener Durchschnitt Steuern Steuern und Sozialbeiträge Gesamte Staats- einnahmen ^{c)}		1,06 0,9 0,8	1,04 0,9 0,8	

^{a)} Vgl. C. Giorno, P. Richardson, D. Roseveare and P. van den Noord, Estimating Potential Output, Output Gaps and Structural Budget Balances, Economic Department Working Papers No. 152. – ^{b)} Der IWF verwendet die Steuerelastizitäten der OECD mit Ausnahme der Steuern der Unternehmen mit eig. Rechtspersönlichkeit. – ^{c)} Unter der Annahme einer Elastizität von Null bei den sonstigen Staatseinnahmen.

Mit Hilfe dieser Elastizitäten und der oben ermittelten Produktionslücke lassen sich die konjunkturbereinigten staatlichen Einnahmen und die konjunkturbedingten Mehr- und Mindereinnahmen ermitteln. Diese konjunkturbedingten Mehr- bzw. Mindereinnahmen werden dann durch das nominale Trend-BIP¹⁵ dividiert. Im Zeitraum 1970 bis 1998 ergaben sich in den konjunkturellen Schwächephasen teilweise erhebliche konjunkturbedingte Mindereinnahmen; am höchsten waren sie im Rezessionsjahr 1975 mit 1³/₄% des Trend-BIP. In den Jahren 1982 und 1987 betrugen die konjunkturbedingten Mindereinnahmen ³/₄ bis 1% des Trend-BIP. In den neunziger Jahren waren die konjunkturbedingten Mindereinnahmen mit ¹/₄ bis ¹/₂% (1993, 1996, 1997, 1998) geringer; dies wird auch im laufenden Jahr der Fall sein. Die konjunkturbedingten Mehreinnahmen erreichten in den Boomperioden 1973,

¹⁵ Zur Hochrechnung vom realen Trend-BIP auf das nominale Trend-BIP wird der tatsächliche Deflator des BIP verwendet. Damit ist sichergestellt, daß bei der zyklischen Bereinigung der staatlichen Einnahmen nur um die reale Produktionslücke (Output Gap) bereinigt wird. Inflationsbedingte Mehreinnahmen, welche evt. im Aufschwung aufgrund einer Beschleunigung des Preisanstiegs entstehen, werden hier also nicht berücksichtigt. Ansonsten müßte man die Auswirkungen von Preisänderungen auch auf der staatlichen Ausgabenseite berücksichtigen.

1979/80, 1991/92 mit 1 bis knapp 1¹/₂% des Trend-BIP ihre höchsten Werte.

Konjunkturbereinigung der Staatsausgaben

Auf der Ausgabenseite des Staatshaushalts werden lediglich die Ausgaben für Arbeitslose, also Arbeitslosengeld und Arbeitslosenhilfe, zyklisch bereinigt. Hierzu gibt es in der Literatur verschiedene Verfahren. Eine Möglichkeit ist, zunächst die Elastizität der Arbeitslosenquote bezüglich des Veränderung des realen Bruttoinlandsprodukts zu schätzen. Es wird also berechnet, um wieviel Prozentpunkte im Durchschnitt die Arbeitslosenquote steigt (bzw. sinkt), wenn das reale Bruttoinlandsprodukt gegenüber seinem Trend um 1% sinkt (bzw. steigt). Diese Elastizität stellt den reziproken Wert des sogenannten Okun-Koeffizienten dar.¹⁶ Anschließend kann die Elastizität der Ausgaben für Arbeitslose in bezug auf die Veränderung der Arbeitslosenquote um 1 Prozentpunkt berechnet werden. Aus diesen beiden Ergebnissen läßt sich dann berechnen, um wieviel % die Ausgaben für Arbeitslose und die gesamten Staatsausgaben steigen (bzw. sinken), wenn das Bruttoinlandsprodukt gegenüber seinem Trendwert um 1% sinkt (bzw. steigt).

Im folgenden wird bei der zyklischen Bereinigung der Transferzahlungen an die Arbeitslosen allerdings etwas anders vorgegangen. Die mit Hilfe der (HP) Trendberechnung ermittelte zyklische Komponente der Arbeitslosigkeit wird zunächst mit dem Anteil der Arbeitslosen, welche Arbeitslosenhilfe oder Arbeitslosengeld beziehen, multipliziert. Die so ermittelte Anzahl der konjunkturbedingt Arbeitslosen, welche Transferzahlungen erhalten, wird mit dem im Basisjahr (1998) geltenden durchschnittlichen Transfersatz

¹⁶ Geht man davon aus, daß die bei Normalbeschäftigung noch bestehende Arbeitslosenquote kurzfristig nicht verändert werden kann und daß das Potentialwachstum annähernd stabil ist, dann läßt sich der Okun-Ansatz vereinfacht in Differenzenform wie folgt darstellen: $\Delta \ln Y = a - \beta \Delta u$, wobei $\ln Y$ der logarithmierte Wert des BIP ist, a ein Lageparameter, u die Arbeitslosenquote und β die Produktionselastizität des Faktors Arbeit sind. $1/\beta$ ist dann der Okun-Multiplikator. Ziebarth ermittelte für Westdeutschland für den Zeitraum 1960 bis 1973 einen Okun-Koeffizienten von 3,6 und für den Zeitraum 1974 bis 1994 einen Okun-Koeffizienten von 1,6. Demnach hätte eine Senkung des BIP gegenüber dem Potential (bzw. dem Trend-BIP) um 1 Prozentpunkt im ersten Zeitraum die Arbeitslosenquote um knapp 0,3 Prozentpunkte (1/3,6) und im zweiten Zeitraum um 0,6 Prozentpunkte, also doppelt so stark erhöht. Vgl. G. Ziebarth: Methodik und Technik der Bestimmung struktureller Budgetdefizite, Diskussionspapier 2/95, Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe der Deutschen Bundesbank, Juni 1995. Die OECD ermittelte für Deutschland einen Okun-Koeffizienten von 3,3, der ähnlich hoch ist wie der, den Ziebarth für den ersten Zeitraum geschätzt hat. Die EU-Kommission hat im Rahmen einer Neuschätzung den früheren Wert für den Okun-Koeffizienten für Deutschland von 2,3 auf 1,9 nach unten revidiert. Demnach würde bei einer Senkung des BIP gegenüber dem Potential um 1 Prozentpunkt die Arbeitslosigkeit um 0,5 Prozentpunkte (früher 0,4 Prozentpunkte) steigen.

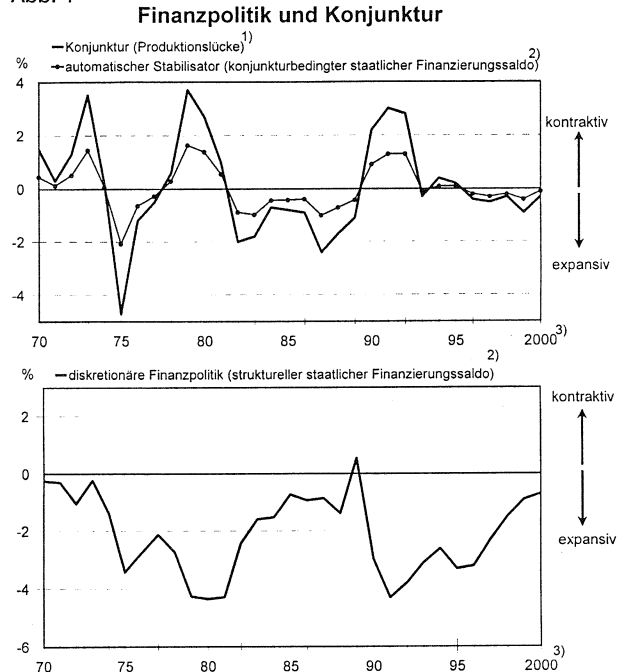
multipliziert. Diese Transferzahlungen werden dann in Relation zum Trend-BIP (auf laufende Preise hochgerechnet) ausgewiesen. In den konjunkturellen Schwächephase bzw. Boomphasen beliefen sich die konjunkturbedingten Mehrausgaben bzw. Minderausgaben auf etwa 1/4% des Trend-BIP.

Konjunkturbedingtes und strukturelles Budgetdefizit

Der konjunkturbereinigte staatliche Finanzierungssaldo ergibt sich als Differenz der jeweils konjunkturbereinigten staatlichen Einnahmen und Ausgaben. Diesen Teil des Finanzierungssaldos kann man auch als strukturellen Saldo bezeichnen. Die Differenz zwischen dem tatsächlichen staatlichen Finanzierungssaldo und dem konjunkturbereinigten (bzw. strukturellen) Saldo ist der Teil des Finanzierungssaldos, der auf die jeweilige Konjunkturlage, d.h. die Produktionslücke, zurückzuführen ist. Dieser konjunkturbedingte Teil des Finanzierungssaldo zeigt den Impuls an, der von den automatischen Stabilisatoren des öffentlichen Finanzsystems auf die Konjunktur ausgeht.¹⁷

Abbildung 4 zeigt die Ergebnisse dieser Berechnungen. Der obere Teil zeigt die Produktionslücke und den konjunkturbedingten Teil des staatlichen Finanzierungssaldos (d.h. den automatischen Stabilisator). Der untere Teil zeigt den konjunkturbereinigten (d.h. den strukturellen) Finanzierungssaldo. Dieser war zu Beginn der siebziger Jahre nahezu Null; das strukturelle Defizit betrug lediglich 1/4% des Trend-BIP. Es stieg bis 1975 auf rund 3 1/2%. Die anschließende Konsolidierung war nur kurz und nicht sehr ausgeprägt. In den Jahren 1979–1981 stieg das strukturelle Defizit sogar auf über 4%. Die anschließende Konsolidierung ging soweit, daß im Jahr 1988 sogar erstmals ein kleiner struktureller Finanzierungsüberschuß entstand (1/2%). In den folgenden Jahren stieg das strukturelle Defizit vor allem infolge der deutschen Einheit kräftig an und erreichte 1991 erneut über 4%. Seitdem ist die Finanzpolitik bemüht, das strukturelle Defizit zu senken. Im Jahr 1998 betrug das strukturelle Budgetdefizit noch 1 1/2%. Falls der staatliche Konsolidierungskurs wie geplant fortgesetzt wird, dürfte die strukturelle Defizitquote in diesem oder spätestens im näch-

Abb. 4



1) Gemessen an der Differenz zwischen dem BIP und dem Trend - BIP. Bei der Nulllinie entspricht das tatsächliche BIP dem Trend - BIP. Die Werte über der Nulllinie zeigen eine überdurchschnittliche und die Werte unter der Nulllinie eine unterdurchschnittliche Konjunktur an.
 2) In % des Trend - BIP.
 3) Jahr 1999 und 2000 Prognose.
 Quelle: Berechnungen des ifo Instituts unter Berücksichtigung der jüngsten Revision der VGR

sten Jahr unter 1% sinken. Es ist also ein deutlicher Konsolidierungserfolg zu konstatieren. In der öffentlichen Diskussion werden die Erfolge oder Mißerfolge der Haushaltskonsolidierung allerdings im allgemeinen nicht, wie es eigentlich notwendig wäre, an der Entwicklung des strukturellen Defizits abgelesen, sondern an der Entwicklung des tatsächlichen Defizits. Daher wird auch von den meisten Beobachtern das Konsolidierungstempo der letzten Jahre unterschätzt. So wurde während des einigungsbedingten Booms das sehr hohe strukturelle Defizit teilweise durch die konjunkturbedingten Mehreinnahmen und Minderausgaben verdeckt. In den späteren Jahren entstanden dann aufgrund der schwachen Konjunktur Mindereinnahmen und Mehrausgaben, so daß trotz der Konsolidierungsmaßnahmen das Defizit nur relativ wenig zurückging. Die strukturelle Defizitquote ist in den letzten sieben Jahren doppelt so stark gesunken wie die gesamte Defizitquote.¹⁸

¹⁸ Nach der jüngsten Revision der VGR ergeben sich für die gesamtstaatlichen Defizitquoten folgende Werte:

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Defizit in % des Trend-BIP	3,0	2,6	3,2	2,5	3,2	3,4	2,6	1,7
strukturelle Defizitquote lt. ifo Schätzung	4,3	3,8	3,1	2,6	3,3	3,2	2,3	1,5

¹⁷ Es gilt:
 $FS^* = \sum T_i^* - G^* - I$
 $FS = \sum T_i - G - I$
 $FS_s = FS^* - FS$
 Dabei ist:
 FS^* = konjunkturbereinigter staatlicher Finanzierungssaldo
 FS = tatsächlicher staatlicher Finanzierungssaldo
 FS_s = konjunkturbedingter staatlicher Finanzierungssaldo
 T_i^* = konjunkturbereinigte staatliche Einnahmen der Einnahmeart i
 T_i = tatsächliche staatliche Einnahmen der Einnahmeart i
 G^* = konjunkturbereinigte laufende staatliche Ausgaben
 G = tatsächliche laufende staatliche Ausgaben
 I = staatliche Netto-Investitionsausgaben (einschl. Netto-Vermögenstransfers).

Vergleich der ifo Schätzung mit den Schätzungen der OECD und des IWF

Sowohl die OECD als auch der IWF weisen in ihren Berechnungen für Deutschland für die letzten Jahre deutlich niedrigere strukturelle und entsprechend höhere konjunkturbedingte Defizite aus, als sie sich nach unseren Schätzungen ergeben, da beide Organisationen größere Produktionslücken unterstellt haben.¹⁹ Die Berechnungsmethoden der OECD und des IWF führen allerdings dazu, daß sich die ermittelten konjunkturbedingten Finanzierungssalden auch über einen längeren Beobachtungszeitraum nicht ausgleichen. Wenn sich aber über ein oder zwei Jahrzehnte hinweg hohe konjunkturbedingte Defizite kumulieren, dann ist dies u.E. ein Hinweis darauf, daß das Verfahren zu ihrer Ermittlung problematisch ist. Vertraut der Finanzminister auf diese Schätzungen, dann kann er nicht damit rechnen, daß sich über einen Konjunkturzyklus hinweg die berechneten Einflüsse der Konjunktur auf das Budget zumindest annähernd ausgleichen. Bei der Ermittlung der Produktionslücke wie sie hier vorgenommen wurde, wird dieses Problem vermieden oder zumindest deutlich reduziert.

Automatische Stabilisatoren und diskretionäre Finanzpolitik

Während der Rezessionen und der Boomphasen sind die Abweichungen des konjunkturbereinigten vom tatsächlichen Finanzierungssaldo naturgemäß am größten. So betrug im Rezessionsjahr 1975 das konjunkturbedingte Defizit (d.h. die Differenz zwischen dem tatsächlichen und dem konjunkturbereinigten d.h. dem strukturellen Defizit) nach der ifo Methode rund 2% des Trend-BIP und während der Rezession 1982/83 knapp 1%. In den letzten Jahren entstand ein geringes konjunkturbedingtes Defizit (1/4%) und im laufenden Jahr dürfte dieses leicht steigen (auf knapp 1/2%; Abb. 4 obere Hälfte). Diese »automatische« Erhöhung und Senkung des Defizits im Konjunkturverlauf kommt insbesondere durch die Veränderung der Einnahmen und nur zu einem relativ geringen Teil durch die Veränderung der Ausgaben zustande. Die Ausgaben für Arbeitslose werden zwar ebenfalls von der Konjunktur beeinflusst, doch sind diese Mehr- oder Minderausgaben bezogen auf das BIP, wie oben erwähnt, relativ gering. Aus unseren Schätzungen ergibt sich im Durchschnitt folgender Konjunkturreffekt auf die Defizitquote:

Wenn das BIP um 1% unter seinen Trend sinkt, dann steigt die staatliche Defizitquote automatisch um 0,4 Prozentpunkte.

Damit läßt sich auch der Spielraum ausloten, der nötig ist, um die automatischen Stabilisatoren wirken zu lassen, ohne daß dadurch die Defizitobergrenze von 3% (Maas-tricht-Vertrag bzw. Stabilitäts- und Wachstumsgesetz) verletzt wird. Falls in Zukunft die konjunkturellen Einbrüche nicht stärker und damit die konjunkturbedingten Defizitquoten nicht höher werden, als sie es in der Vergangenheit waren, dann wäre bei einem strukturellen Defizit von rund 1% ein ausreichender Spielraum für das Wirkenlassen der automatischen Stabilisatoren gegeben, ohne daß die Defizitobergrenze überschritten würde. Mit dem derzeitigen Konsolidierungskurs wird dieser Spielraum geschaffen. Wegen hoher struktureller Defizite in der Vergangenheit war er häufig nicht vorhanden, so daß es in der Abschwungsphase einen Zielkonflikt zwischen Konjunktur-stabilisierung und Haushaltskonsolidierung gab. Das Zusammen- bzw. Gegeneinanderwirken von automatischen Stabilisatoren und der diskretionären Finanzpolitik wird aus dem Vergleich der Entwicklung der konjunkturbedingten und nicht konjunkturbedingten (strukturellen) Komponenten der Defizitquote deutlich. Wenn beispielsweise während eines Booms die konjunkturbedingten Mehreinnahmen wieder ausgegeben werden, dann verbessert sich der Budgetsaldo nicht, und die Nachfrage wird weiter angeregt. Entsprechend verhält es sich, wenn der Staat im Abschwung die konjunkturbedingte Verschlechterung des Finanzierungssaldos nicht zuläßt, weil er gleichzeitig die nicht zyklische Komponente des Defizits (das strukturelle Defizit) zurückführt. Hier wird die im System angelegte Konjunktur-stabilisierung durch die Reduzierung des strukturellen Defizits konterkariert, was den Abschwung verschärfen kann.²⁰

Überprüft man das Verhalten der deutschen Finanzpolitik im Verlauf der verschiedenen Konjunkturphasen, dann zeigt sich folgendes: In der ersten Hälfte der siebziger Jahre kann dem Staat ein konjunkturgerechtes Verhalten attestiert werden. So hat er im Boom 1973 und in der Rezession 1975 die automatischen Stabilisatoren voll wirken lassen und sie auch noch durch entsprechende Senkungen bzw. Erhöhungen des strukturellen Teils des Defizits unterstützt.²¹ Im Unterschied dazu wurden während des Konjunkturbooms 1979/80 und der Rezession 1982 und während des Booms zu Beginn der neunziger Jahre und

¹⁹ In den Jahren 1996 bis 1998 betrug im Durchschnitt der Anteil des konjunkturbedingten Defizits am gesamten Defizit nach Schätzung des IWF knapp die Hälfte, nach Schätzung der OECD knapp ein Drittel und nach Schätzung des ifo Instituts rund ein Zehntel (jeweils vor der jüngsten Revision der VGR).

²⁰ Die Haushaltskonsolidierung während der konjunkturellen Abschwächungsphasen hatte allerdings nicht nur negative, sondern auch positive Wirkungen auf die gesamtwirtschaftliche Nachfrage. Letztere ergaben sich über Zinssenkungseffekte und evtl. auch über positive Vertrauenseffekte bezüglich der mittelfristigen Sicherstellung gesunder Staatsfinanzen.

²¹ Im Jahr 1975 trug dazu insbesondere das Inkrafttreten der früher beschlossenen Steuerreform bei.

der anschließenden Rezession 1993 und auch in der letzten Zeit die automatischen Stabilisatoren durch gegenläufige Veränderungen des strukturellen Defizits voll oder teilweise konterkariert: In den Boomphasen 1979/80 und 1990/91 verbesserte sich der konjunkturbedingte Teil des Finanzierungssaldos, aber die finanzpolitischen Maßnahmen führten zu einer Verschlechterung des strukturellen Teils, so daß das gesamte staatliche Budgetdefizit deutlich stieg. Aufgrund des hohen strukturellen Defizits in diesen Boomphasen, sah sich der Staat gezwungen, in den anschließenden Abschwungphasen den Haushalt wieder zu konsolidieren, d.h. der im Finanzsystem im Abschwung angelegte Anstieg des Defizits wurde nicht oder nicht voll zugelassen.

Aus konjunkturpolitischer Sicht fällt die Beurteilung der deutschen Finanzpolitik der letzten 20 Jahre damit insgesamt gesehen eher negativ aus. So hat die expansive Finanzpolitik in den Boomphasen Ende der siebziger Jahre wie auch Anfang der neunziger Jahre (hier herrschte durch die deutsche Vereinigung allerdings eine Sondersituation) die gesamtwirtschaftliche Nachfrage zusätzlich angeregt und damit die Nachfrageüberhitzung verstärkt; die automatischen Stabilisatoren konnten also ihre konjunkturdämpfenden Wirkungen nicht entfalten. Die anschließende Haushaltskonsolidierung hat dann die Nachfrage gebremst und damit den Abschwung, der 1981/82 und 1993 in einer Rezession mündete, zusätzlich verschärft; auch in diesen Phasen wie auch während der jüngsten »Konjunkturdelle« konnten die automatischen Stabilisatoren, die die Konjunktur jetzt hätten anregen müssen, ihre Wirkung nicht entfalten. Mit einem stetigeren finanzpolitischen Kurs und einem stärkeren Wirkenlassen der automatischen Stabilisatoren im Konjunkturverlauf könnte und sollte der Staat in Zukunft die Konjunkturschwankungen tendenziell verringern, anstatt sie – wie in der Vergangenheit häufig geschehen – zu verschärfen.²² Zwei Voraussetzungen sind dafür nötig: Zum einen muß die strukturelle Komponente des Defizits entsprechend niedrig sein, so daß bei einem Anstieg des konjunkturbedingten Defizits die Defizitobergrenze von 3% nicht überschritten wird. Diese Voraussetzung wird durch den derzeitigen Konsolidierungskurs erfüllt. Zum anderen ist es notwendig, daß in der finanzpolitischen Diskussion nicht nur auf Höhe und Veränderung des gesamten Defizits geschaut wird, sondern auch auf die dahinter liegenden Ursachen, nämlich die konjunkturbedingten und strukturellen Komponenten des Defizits.

Willi Leibfritz unter Mitarbeit von Birgit Lehne,
Wolfgang Meister und Erich Langmantel

²² Vgl. dazu auch W. Leibfritz und A. Juchems, *Makropolitik und Konjunktur: Ein Vergleich zwischen Deutschland und den USA*, in: ifo Schnelldienst, 16-17/1999.

Anhang

Produktionslücke als Abweichung des Bruttoinlandsprodukts vom Produktionspotential

Die Ermittlung der Produktionslücke (Output Gap) als Abweichung des Bruttoinlandsprodukts vom seinem Trendwert ist eine rein statistisch-mechanistische Vorgehensweise. Ökonomische Überlegungen und Informationen über etwaige Beschränkungen der Produktion von Seiten einzelner Produktionsfaktoren gehen nicht explizit in die Schätzung ein. Das Wachstum des Trend-Bruttoinlandsprodukts kann damit zu hoch oder zu niedrig sein im Vergleich zu einem spannungsfreien, anhaltenden Wachstum. Die Schätzung des gesamtwirtschaftlichen Produktionspotentials und seiner Wachstumsrate versucht diesen gleichgewichtigen Entwicklungspfad zu finden. Steigt der gesamtwirtschaftliche Auslastungsgrad über seinen Gleichgewichtswert, dann kommt es zu einer Übernachfrage, und es sind inflationäre Spannungen zu erwarten, bleibt er unter diesem Wert, dann besteht eine konjunkturelle Unterauslastung.

Die gesamtwirtschaftliche Produktionsfunktion berücksichtigt im allgemeinen die zwei Produktionsfaktoren Arbeit und Kapital. Dabei muß die verfügbare Menge dieser Faktoren, wie auch ihr entsprechender Beitrag zur Produktion, d.h. ihre Produktivität, ermittelt werden.²³ Um das Produktionspotential zu errechnen, waren mehrere Schritte notwendig. Zunächst wurde die Produktionsfunktion für den Unternehmenssektor (d.h. den rechnerischen Beitrag des Unternehmenssektors zum BIP) mit Hilfe der tatsächlichen Beschäftigung und des tatsächlich eingesetzten Kapitalstocks im Unternehmenssektor bestimmt. Anschließend wurde der konjunkturbereinigte BIP-Beitrag des Unternehmenssektors mit Hilfe der zyklisch bereinigten Beschäftigung und des Kapitaleinsatzes bei Normalauslastung berechnet.²⁴ Die Differenz zwischen diesen beiden

²³ Während die Deutsche Bundesbank bei ihrer Potentialschätzung eine CES-Produktionsfunktion zugrunde legt, gehen die OECD und auch der Internationale Währungsfonds von Produktionsfunktionen vom Cobb Douglas-Typ (CD) aus. Der letztere Funktionstyp ist ein Spezialfall des ersteren. Beide Funktionstypen unterstellen konstante Produktionselastizitäten von Arbeit und Kapital, wobei bei der CD-Funktion die Summe der beiden den Wert 1 hat. Auch bei unserer Schätzung wurde dieser Funktionstyp zugrunde gelegt, d.h. es wird von zwei Produktionsfaktoren Arbeit und Kapital ausgegangen, die gegenseitig substituierbar sind, wobei die partiellen Produktionselastizitäten von Arbeit und Kapital sich zu 1 summieren und den Anteilen des Arbeitseinkommens und des Kapitaleinkommens am Volkseinkommen entsprechen.

²⁴ Die zyklisch bereinigte Beschäftigung wurde ermittelt aus der Summe der tatsächlichen Beschäftigung, der Differenz zwischen der tatsächlichen und der zyklisch bereinigten Stillen Reserve und der Differenz zwischen den tatsächlichen und den zyklisch bereinigten Arbeitslosen. Der tatsächlich eingesetzte Kapitalstock wurde berechnet aus dem bestehenden Kapitalstock und der Abweichung des Auslastungsgrades der Kapazitätsauslastung (lt. ifo Konjunkturtest) von seinem Trendwert. Der zyklisch bereinigte Kapitalstock wurde aus dem Kapitalstock und dem Trendwert des Auslastungsgrades errechnet.

berechneten Größen wurde dann auf die tatsächliche Produktion aufgeschlagen. Da das so ermittelte Potentialwachstum des Unternehmenssektors immer noch teilweise konjunkturelle Schwankungen enthält, wurde die Zeitreihe mit Hilfe eines HP-Filters geglättet, um »plausible« Werte für die potentielle Produktion und die als Differenz zur tatsächlichen Produktion sich ergebende Produktionslücke zu erhalten. Für den staatlichen Sektor wurde unterstellt, daß die tatsächliche Wertschöpfung der potentiellen Wertschöpfung entspricht. Nach dieser Methode betrug die Produktionslücke in den Rezessionsjahren 1975, 1982 und 1993 rund 3½%, knapp 2% und knapp 1½% (ohne Berücksichtigung der jüngsten Revision der VGR). Auch wenn sich die mit Hilfe des Potentialansatzes berechnete Produktionslücke von der mit Hilfe des Trend-BIP berechneten Produktionslücke in den einzelnen Jahren teilweise

unterscheidet, so sind die Unterschiede insgesamt gesehen nicht sehr groß.

Die Vorgehensweise bei der Ermittlung der Produktionslücke mit Hilfe einer Produktionsfunktion macht aber ein grundlegendes Problem deutlich. Da auf den verschiedenen Stufen der Berechnung die einzelnen Zeitreihen geglättet werden müssen, besteht de facto kein genereller Unterschied mehr zu dem oben beschriebenen Verfahren der Berechnung der Produktionslücke mit Hilfe des Trend-BIP. Überdies sollte der ökonomische Gehalt der produktionstheoretisch gestützten Potentialschätzung auch nicht überschätzt werden.²⁵ Aus all diesen Gründen verwenden wir für die Konjunkturbereinigung der öffentlichen Haushalte als Produktionslücke die Abweichung des BIP von seinem Trendwert, wie dies oben beschrieben wurde.

²⁵ Die herkömmlichen Verfahren der Potentialschätzung vernachlässigen meist wichtige Einflüsse, insbesondere die Einflüsse von Veränderungen der relativen Preise (wie Ölpreise, Lohnkosten, Kapitalkosten), welche sehr wohl die Angebotsbedingungen der Wirtschaft verändern können. Ein neuer Ansatz, welcher versucht, bei der Potentialschätzung (für das verarbeitende Gewerbe) den Einfluß von Veränderungen der Faktorpreise zu berücksichtigen, findet sich in: G. Flaig und H. Rottmann, *Technischer Fortschritt und Beschäftigung*, ifo Diskussionsbeiträge Nr. 59, 1998.

Kapitel 4
Statistische Grundlagen: Volkswirtschaftliche
Gesamtrechnungen und Preise

Arbeitstageeffekt und Bruttoinlandsprodukt

Eine empirische Analyse mit einem strukturellen Komponentenmodell

12

Gebhard Flaig

Nach ersten Schätzungen ist das reale Bruttoinlandsprodukt im ersten Quartal 2000 gegenüber dem Vorjahresquartal um 3,3% gestiegen. In der Öffentlichkeit wurde dies allgemein als ein positives Signal für die konjunkturelle Dynamik interpretiert, wobei jedoch auch auf den möglicherweise verzerrenden Effekt einer relativ hohen Anzahl von Arbeitstagen hingewiesen wurde.

Für die Konjunkturanalyse stellt sich das Problem, wie stark sich Variationen der Arbeitstage auf das Bruttoinlandsprodukt auswirken, inwieweit also die aus Ursprungsdaten berechneten Wachstumsraten gegenüber der »wahren« konjunkturellen Dynamik verzerrt sein können.

Im folgenden Beitrag wird dieses Problem mit einem so genannten strukturellen Zeitreihenmodell analysiert. Dabei wird nicht nur die Arbeitstagekomponente geschätzt, sondern simultan auch das Produktionspotential, die Produktionslücke und die saisonale Komponente. Das Modell liefert damit eine saison- und arbeitstagebereinigte Zeitreihe für das Bruttoinlandsprodukt, die am aktuellen Rand für die Diagnose und Prognose der konjunkturellen Entwicklung herangezogen wird.

Ende Mai hat das Statistische Bundesamt eine erste Schätzung der wichtigsten Kenngrößen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung für das erste Quartal 2000 veröffentlicht. Danach ist das reale Bruttoinlandsprodukt gegenüber dem Vorjahresquartal um 3,3% gestiegen. In den Medien wurde dieser Anstieg als ein positives Signal für die weitere konjunkturelle Dynamik interpretiert. So schrieb beispielsweise die Süddeutsche Zeitung am 31. Mai: »Überraschend kräftig ist die deutsche Wirtschaftsleistung in den ersten drei Monaten dieses Jahres gewachsen«, wies aber gleichzeitig darauf hin, dass dieses Bild »von mehr Arbeitstagen im ersten Quartal verzerrt« werde.

Für die Konjunkturanalyse stellt sich damit die generelle Frage, wie stark der Effekt von Variationen der Arbeitstage auf das Bruttoinlandsprodukt ist, inwieweit also die aus den Ursprungsdaten berechneten Wachstumsraten gegenüber der »wahren« konjunkturellen Dynamik verzerrt sein können.

Im Folgenden soll dieses Problem mit Hilfe eines so genannten strukturellen Zeitreihenmodells analysiert werden, bei dem eine Zeitreihe in ökonomisch interpretierbare Komponenten zerlegt wird. Dabei wird nicht nur die Arbeitstagekomponente geschätzt, sondern man erhält auch simultan Schätzungen für das Produktionspotential und den Output gap über

den gesamten Untersuchungszeitraum. Als »Nebenprodukt« liefert dieser Ansatz auch eine Prognosefunktion sowohl für die beobachtete Zeitreihe selbst als auch für die zugrunde liegenden Komponenten. Selbstverständlich ist das Problem der arbeitstäglichen Bereinigung des Bruttoinlandsprodukts und seiner Komponenten keine neue Frage für die empirische Konjunkturforschung (vgl. etwa Nierhaus 1999). Das hier vorgeschlagene strukturelle Zeitreihenmodell unterscheidet sich von den üblicherweise benutzten Ansätzen (vgl. Deutsche Bundesbank 1991, Müller-Krummholz 1999, Strohm 1986) vor allem dadurch, dass alle Komponenten einer Zeitreihe (Trend, Konjunktur, Saison, Arbeitstageeffekt, usw.) simultan geschätzt werden und damit eine interne Konsistenz der Modellergebnisse gewährleistet ist. In den anderen Verfahren wird meist der Arbeitstageeffekt getrennt von der Ermittlung der anderen Komponenten bestimmt, und es wird oft eine Reihe von Ad-hoc-Modifikationen vorgenommen (vgl. beispielsweise Müller-Krummholz 1999 zur Behandlung der Abschaffung des 17. Juni und des Bußtags als Feiertage).

Ein strukturelles Komponentenmodell für das reale BIP

Der hier gewählte Modellansatz beruht auf der alten Idee, dass man eine beobach-

tete Zeitreihe in unbeobachtete Komponenten zerlegen kann, die ökonomisch begründbar und interpretierbar sind. Im Folgenden wird eine additive Zerlegung der logarithmierten Werte des realen Bruttoinlandsprodukts (y_t) in die Komponenten Trend (T_t), Konjunktur (C_t), Saison (S_t), Arbeitstageeffekt (D_t) und Irreguläre (I_t) vorgenommen:

$$(1) \quad y_t = T_t + C_t + S_t + D_t + I_t$$

Um eine sinnvolle und zuverlässige Zerlegung zu erzielen, müssen die einzelnen Komponenten plausiblen A-priori-Annahmen genügen. So sollte der Trend ein relativ stetiges langfristiges Wachstum beschreiben können, ohne dass aber von vornherein gelegentliche Niveausprünge oder Änderungen der langfristigen Wachstumsrate ausgeschlossen werden. Ebenso sollte das Modell eine variable Saisonfigur zulassen und die Konjunkturkomponente so flexibel spezifizieren, dass sie ökonomisch begründete Vorstellungen über die Intensität und Dauer von Konjunkturzyklen reproduzieren kann. Ein geeigneter Modellrahmen wurde in der statistisch-ökonomischen Literatur in Form der so genannten strukturellen Zeitreihenmodelle entwickelt (vgl. beispielsweise Harvey 1989, Pauly 1996), die in der deutschen empirischen Konjunkturforschung bisher aber kaum angewandt wurden (für erste Ansätze vgl. Flaig 2000, Flaig/Plötscher 2000). Deshalb wird im Folgenden ein Grundmodell dieses Ansatzes erläutert, das auch der empirischen Analyse zugrunde liegt.

Die *Trendkomponente* T_t beschreibt das langfristige Wachstum der Ökonomie und kann auch als Potentialoutput interpretiert werden. Sie wird wie folgt spezifiziert:

$$(2) \quad T_t = T_{t-1} + \mu_{t-1} + \gamma_1 DT_t + \varepsilon_t$$

Der Trend in einer Periode t ist gleich dem Trendwert in der Vorperiode $t-1$ plus der Wachstumsrate des Potentials μ_{t-1} plus einem deterministisch und einem stochastisch modellierten Niveaueffekt. DT_t ist eine Dummy-Variable, die entweder den Wert 0 oder 1 annimmt, und ε_t ist eine Zufallsvariable mit Erwartungswert 0 und Varianz σ_ε^2 . Ist μ_t über die Zeit konstant und DT_t sowie ε_t immer gleich 0, erhalten wir den restriktiven Spezialfall eines deterministischen linearen Trends. Setzt man DT_t in einer bestimmten Periode auf den Wert 1, erhöht sich das Niveau des Trends ab dieser Periode permanent um den Wert γ_1 . Diese Sprungfunktion verwenden wir, um im Jahre 1991 den Übergang von den westdeutschen auf die gesamtdeutschen Daten zu modellieren. ε_t schließlich steuert »zufällige« Niveauschiebungen, die durch permanent wirkende Produktivitätsschocks und dergleichen erzeugt werden können.

Die Wachstumsrate des Trends wird ebenfalls rekursiv definiert:

$$(3) \quad \mu_t = \mu_{t-1} + \gamma_2 DD_t + \xi_t$$

DD_t ist eine Dummy-Variable mit den möglichen Werten 0 und 1. Ist DD_t in einer bestimmten Periode gleich 1, ändert sich μ ab dieser Periode permanent um den Wert γ_2 , und der Trend hat an dieser Stelle einen »Knick«. Dieser Ansatz wird hier dazu benutzt, die permanente Reduktion der langfristigen Wachstumsrate durch den ersten Ölpreisschock 1973 aufzufangen. Die Zufallsvariable ξ_t mit Erwartungswert 0 und Varianz σ_ξ^2 misst unbeobachtete weitere Effekte auf die langfristige Wachstumsrate μ . Sind DD_t und ξ_t immer gleich 0, erhalten wir den Spezialfall einer konstanten langfristigen Wachstumsrate.

Die *Konjunktur- oder Zykluskomponente* C_t beschreibt die mehrjährigen Schwankungen der Produktion um den langfristigen Trend. Diese Komponente wird als ein stationärer autoregressiver Prozess der Ordnung p modelliert:

$$(4) \quad C_t = \varphi_1 C_{t-1} + \varphi_2 C_{t-2} + \dots + \varphi_p C_{t-p} + \omega_t$$

Dabei ist ω_t ein konjunktureller Schock, der durch autonome Nachfrageänderungen, geld- oder fiskalpolitischen Maßnahmen, Wechselkursänderungen usw. erzeugt wird. Statistisch wird ω_t als eine Zufallsvariable mit Erwartungswert 0 und Varianz σ_ω^2 modelliert. Die stochastische Differenzgleichung (4) beschreibt den Transmissionsmechanismus, wie sich ein solcher Schock in den Folgeperioden über verschiedene Multiplikator- und Akzeleratoreffekte auf die Konjunktur auswirkt. Wie aus der Zeitreihentheorie bekannt ist, können autoregressive Prozesse (quasi-)zyklisches Verhalten erzeugen, wie es für die Modellierung der Konjunkturkomponente notwendig ist.

Die Grundidee für die Modellierung der *Saisonkomponente* S_t geht davon aus, dass (bei Quartalsdaten) die saisonalen Effekte sich über vier aufeinanderfolgende Perioden zu Null addieren. Dieser Ansatz wird durch einen zusätzlichen Störterm so erweitert, dass eine variable Saisonfigur möglich wird. Wir erhalten damit das folgende Entwicklungsgesetz für die Saison:

$$(5) \quad S_t = -(S_{t-1} + S_{t-2} + S_{t-3}) + \eta_t$$

wobei η_t eine Zufallsvariable mit Erwartungswert 0 und Varianz σ_η^2 ist.

Den *Arbeitstageeffekt* D_t modellieren wir als eine Funktion der Arbeitstage A_t im betreffenden Quartal:

$$(6) \quad D_t = \alpha \ln(A_t / \bar{A})$$

wobei \bar{A} die durchschnittliche Zahl der Arbeitstage pro Quartal ist. Da der Ausdruck $\ln(A_t / \bar{A})$ um 0 schwankt, sichert die Spezifikation (6) approximativ, dass sich der Arbeitstageeffekt über den gesamten Untersuchungszeitraum zu 0 addiert. Da D_t ein saisonales Muster aufweist, misst S_t nur

noch die saisonalen Effekte, die nicht durch Schwankungen der Zahl der Arbeitstage verursacht werden.

Die *Irreguläre* I_t enthält schließlich alle die einmaligen Effekte, die nur in der laufenden Periode wirken. Dazu gehören beispielsweise Streiks oder außergewöhnliche Witterungsbedingungen. Wir modellieren die Irreguläre hier als eine Zufallsvariable u_t mit Erwartungswert 0 und Varianz σ_u^2 .

$$(7) \quad I_t = u_t .$$

Damit ist das Modell vollständig spezifiziert. Für gegebene Startwerte der Komponenten T , μ , S und C in den Vor-Sample-Perioden und gegebene Modellparameter (γ , ϕ , σ^2 usw.) können mit Hilfe des sogenannten Kalman-Filters aus der beobachteten Zeitreihe y_t Schätzwerte für die unbeobachteten Komponenten extrahiert werden (vgl. dazu Harvey 1989). Dabei unterscheidet man zwischen gefilterten Werten, für die jeweils nur die Information bis zu einer bestimmten Periode herangezogen wird, und geglätteten Werten, für die der gesamte Datensatz verwendet wird. Die Modellparameter werden mit Hilfe eines Maximum-Likelihood-Schätzers so bestimmt, dass – grob gesprochen – die Varianz des Prognosefehlers für die beobachtete Variable y_t über die gesamte Untersuchungsperiode minimiert wird.

Da dieser Ansatz auf einem vollständig spezifizierten ökonomischen Zeitreihenmodell beruht, hat er den großen Vorteil, dass anhand der Ex-post-Prognosefehler die Qualität der Spezifikation überprüft werden und gegebenenfalls Modifikationen vorgenommen werden können.

Ein weiterer Vorteil ist auch in der Flexibilität des Ansatzes zu sehen. Wie bereits diskutiert, können beispielsweise deterministische oder stochastische Trends modelliert werden, eine variable Saisonfigur ist möglich, und es können A-priori-Informationen über verschiedene Formen von Ausreißern mit Effekten auf Niveau und Wachstumsrate berücksichtigt werden. Ist das Modell geschätzt und hat es die Spezifikationstests bestanden, liefert es auch unmittelbar die innerhalb der Modellklasse optimale Prognosefunktion für die zukünftige Entwicklung der beobachteten Variablen y .

Empirische Ergebnisse für das Bruttoinlandsprodukt

Die empirische Analyse verwendet die logarithmierten Werte des realen Bruttoinlandsprodukts vom ersten Quartal 1964 bis zum vierten Quartal 1999. Bis einschließlich des vierten Quartals 1990 handelt es sich um die Werte für Westdeutschland, ab dem ersten Quartal 1991 werden die Zahlen für Gesamtdeutschland herangezogen (Quelle: DIW, Vierteljährliche Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung; Statistisches Bundesamt, Fachserie 18).

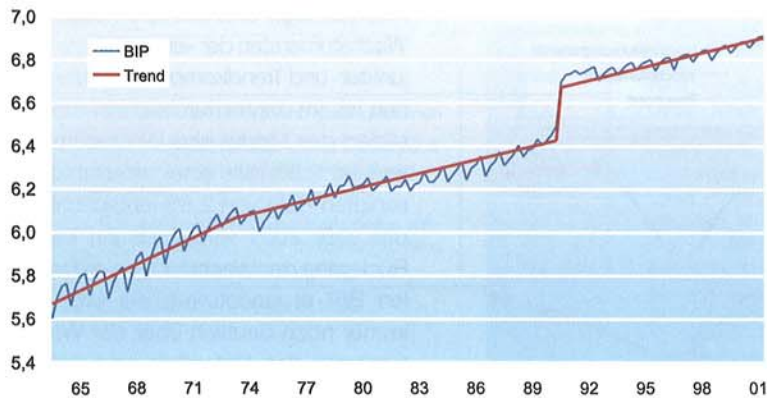
Die Daten für die Anzahl der Arbeitstage sind vom DIW berechnet und sind identisch mit denen, die auch der Gemeinschaftsdiagnose der Wirtschaftsforschungsinstitute zugrunde liegen.

Im ersten Quartal 1991 ergibt sich ein Sprung in der Zeitreihe für das Bruttoinlandsprodukt, der außer auf die erwähnte Gebietsstandsänderung auch auf eine andere Preisbasis (vom Basisjahr 1991 auf 1995) und den Übergang auf das Europäische System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen (ESVG 1995) zurückzuführen ist. Dieser Niveausprung wird im Modell durch eine Trend-Dummy $DT_{91:1}$ im ersten Quartal 1991 aufgefangen.

Wie bereits erläutert, hat das Modell bei der Spezifikation der Komponenten eine Reihe von Freiheitsgraden. In aller Kürze soll die Spezifikationssuche bis zum endgültigen Modell erläutert werden. Zum ersten hat sich bei allen plausiblen Spezifikationen herausgestellt, dass die Varianz des zufälligen Niveauschocks ε_t (vgl. Gleichung (2)) immer 0 war. Die Varianz des Wachstumsschocks ξ_t (vgl. Gleichung (3)) war zunächst signifikant positiv, wurde aber ebenfalls 0, wenn man durch eine Wachstumsraten-Dummy $DT_{73:4}$ in der Periode 1973:4 eine permanente Reduktion der langfristigen Wachstumsrate nach dem ersten Ölpreisschock zulässt. Durch diese deterministische Modellierung verbessern sich die Modelleigenschaften sehr stark. Der Trend kann damit als eine deterministische Funktion der Zeit mit einem Knick an der Jahreswende 1973/74 und einem Sprung im ersten Quartal 1991 (Gebietsstandsänderung) dargestellt werden (vgl. Abb. 1). Schließlich wurde nach einer Suche über verschiedene Werte des Parameters p in Gleichung (4) die optimale Ordnung des autoregressiven Prozesses für die Konjunkturkomponente auf 2 gesetzt.

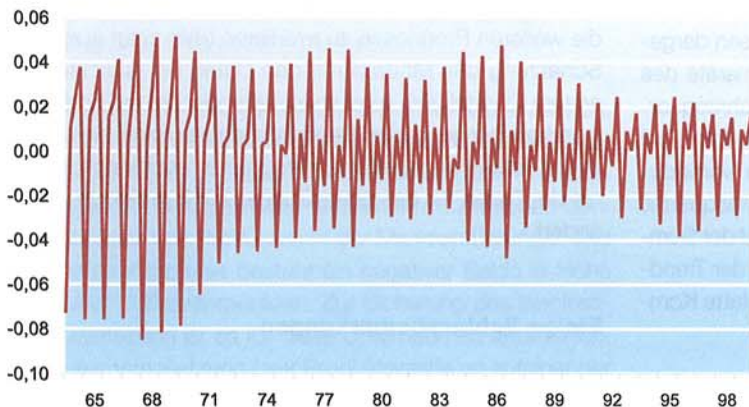
Die Schätzergebnisse des Modells finden sich im Anhang und sollen hier nur hinsichtlich weniger Aspekte kurz kommentiert werden. Der Verlauf der Trendkomponente ist neben den Originaldaten in Abbildung 1 wiedergegeben. Die Wachstumsrate des Potentialoutputs beträgt bis zum Jahre 1973 4,1%, ab dem Jahre 1974 2,1%. Das ist ein gewaltiger Rückgang (das Produktionspotential wäre bei der alten Wachstumsrate jetzt über 60% höher); er weist darauf hin, dass alle Modelle, die implizit oder explizit eine konstante langfristige Wachstumsrate unterstellen, fehlspezifiziert sind. Die saisonale Komponente (vgl. Abb. 2) hat eine variable Figur mit einer über die Zeit abnehmenden Amplitude. Außerdem tritt ab Mitte der siebziger Jahre im dritten Quartal ein Rückgang der Produktion auf, der früher nicht zu beobachten war. Die geschätzte Konjunkturkomponente (vgl. Abb. 3) ist mit den gängigen A-priori-Vorstellungen kompatibel. Aus den geschätzten Parametern des autoregressiven Prozesses lässt sich errechnen, dass die (theoretische) Dauer eines Konjunkturzyklus ungefähr 10,5 Jahre beträgt. Fast dasselbe Resultat erzielt man auch, wenn man mit Jahresda-

Abb. 1
BIP und Trendkomponente



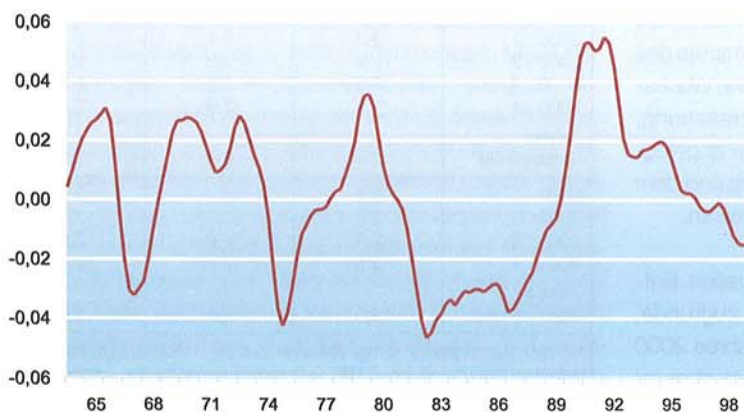
Quelle: BIP: Statistisches Bundesamt, Trend: Eigene Berechnungen.

Abb. 2
Saisonale Komponente



Quelle: Eigene Berechnungen.

Abb. 3
Konjunkturkomponente



Quelle: Eigene Berechnungen.

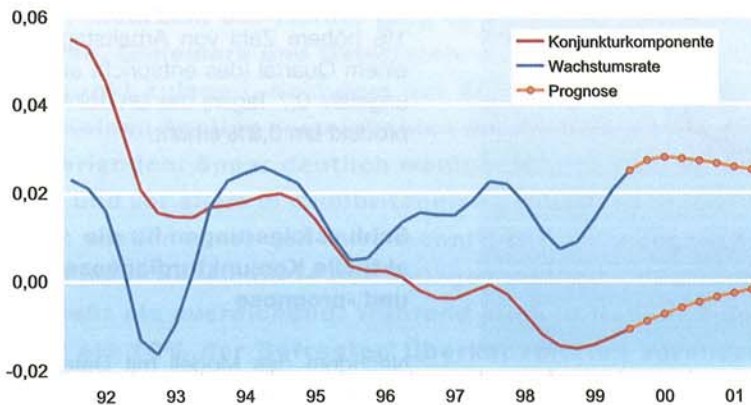
ten das Bruttoinlandsprodukt von 1950 bis 1999 analysiert (vgl. Flaig 2000). Der geschätzte Parameter für den Arbeitstageeffekt besagt schließlich, dass eine um 1% höhere Zahl von Arbeitstagen in einem Quartal (das entspricht absolut ungefähr 0,7 Tagen) das Bruttoinlandsprodukt um 0,3% erhöht.

Schlussfolgerungen für die aktuelle Konjunkturdiagnose und -prognose

Nachdem das Modell mit Daten bis einschließlich viertem Quartal 1999 geschätzt wurde, lassen sich unter Vorgabe der Arbeitstage Prognosen für die Jahre 2000 und 2001 erstellen (für die Prognose mit strukturellen Komponentenmodellen vgl. Harvey 1989). Zunächst wird in Abbildung 4 für den Zeitraum von 1992 bis 2001 der Verlauf der mit dem Modell geschätzten und für die Jahre 2000/2001 prognostizierten Konjunkturkomponente (der sogenannte »Output gap«) sowie die Wachstumsrate der »glatten« Komponente (Trend plus Konjunktur) dargestellt. Deutlich ist zu sehen, dass seit dem sehr hohen Stand 1991 sich über fast acht Jahre eine ständige Verschlechterung der konjunkturellen Komponente ergeben hat, die nur durch einige schwache Gegenbewegungen kurzzeitig unterbrochen wurde. Der Tiefpunkt der Konjunktur wurde im zweiten Quartal 1999 erreicht. Die Prognose für die beiden folgenden Jahre lässt endlich einen Aufschwung erwarten, der allmählich zu einer Annäherung des Bruttoinlandsprodukts an das Potential führt. Prognosen über acht Quartale mit Hilfe von univariaten Modellen sind jedoch immer mit einer gewissen Vorsicht zu interpretieren.

An dieser Stelle soll vor allem darauf hingewiesen werden, dass das Modell für die Prognose nur die Entwicklung des BIP während der letzten Quartale benutzt. Zusätzliche Informationen wie zum Beispiel der starke Anstieg der Exporte, der positive Verlauf des ifo Konjunkturklimas oder mögliche Vorzieheffekte bei den Investitionen aufgrund der geplan-

Abb. 4
Konjunktur und Wachstumsrate der glatten Komponente



Quelle: Eigene Berechnungen.

ten Steuerreform sind damit nicht berücksichtigt. Zieht man auch diese Faktoren in Betracht, kann das Wachstum in den nächsten Quartalen durchaus höher ausfallen.

In der Tabelle werden drei verschiedene Prognosen dargestellt. Die erste ist die prognostizierte Wachstumsrate des realen BIP gegenüber dem entsprechenden Vorjahresquartal (unbereinigt), die zweite eine »arbeitstagebereinigte«, bei der der Arbeitstageeffekt $w_A \cdot 0,315$ (mit w_A der Veränderungsrate der Arbeitstage gegenüber dem Vorjahresquartal) abgezogen wurde. Die dritte Prognose basiert auf der Summe der geschätzten und prognostizierten Werte der Trend- und Konjunkturkomponente (die so genannte »glatte Komponente«).

Der Unterschied zwischen der zweiten und dritten Methode besteht darin, dass bei der arbeitstagebereinigten Prognose der Veränderungsrate für das Jahr 2000 von den tatsächlichen Werten des Jahres 1999 ausgegangen wird, bei der letzten Methode für alle Jahre geschätzte Werte für die Trend- und Konjunkturkomponente verwandt werden.

Wie man der ersten Zeile der Tabelle entnehmen kann, hat das Modell die tatsächlich beobachtete Wachstumsrate des ersten Quartals fast genau getroffen. Die relativ hohe Wachstumsrate von 3,3% ist also keine positive Überraschung, sondern aus der bereits in den letzten Quartalen angelegten endogenen konjunkturellen Aufwärtsbewegung und dem Arbeitstageeffekt von 0,8 Prozentpunkten zu erklären.

Legt man für die Interpretation der konjunkturellen Entwicklung die direkten unbereinigten Prognosen zugrunde, hat man den Eindruck, dass gegen Ende des Jahres 2000 ein Konjunkturabschwung bevorsteht. Dabei ist aber zu berücksichtigen, dass im vierten Quartal 2000 die Zahl der Arbeitstage um 3,8% niedriger ist als im Vorjahr, während

sie im ersten Quartal um 2,7% höher war. Ein zutreffenderes Bild geben die beiden letzten Spalten, aus denen bis zum Jahresende sogar eine leichte Erhöhung der Wachstumsraten der »eigentlichen« Konjunktur- und Trendkomponenten zu ersehen ist. Im Jahresdurchschnitt prognostiziert das Modell eine Wachstumsrate von ca. 2,5%, die einer arbeitstagebereinigten Rate von 2,8% entspricht. Für das Jahr 2001 wird zwar ein leichter Rückgang der Wachstumsrate des realen BIP prognostiziert; sie liegt aber immer noch deutlich über der Wachstumsrate des Potentials und indiziert damit eine weitere Verbesserung der konjunkturellen Lage.

Bis jetzt wurden die Prognosen unter der Annahme berechnet, dass Beobachtungsdaten nur bis einschließlich dem letzten Quartal 1999 zur Verfügung stehen. Da der Prognosefehler des Modells für das erste Quartal 2000 aber praktisch Null war, gibt es keine Veranlassung, die weiteren Prognosen zu revidieren (dies zeigt auch eine Schätzung des Modells mit den Daten bis einschließlich erstem Quartal 2000 und anschließender neuer Prognose). Innerhalb der gewählten Darstellungsgenauigkeit bleiben die in der Tabelle angegebenen Prognosen auch nach Kenntnis der Daten für das erste Quartal 2000 praktisch unverändert.

Einige Schlussbemerkungen

Die Analyse hat gezeigt, dass strukturelle Zeitreihenmodelle in der Lage sind, interessante Eigenschaften einer Zeit-

Prognostizierte Wachstumsraten des Bruttoinlandsprodukts gegenüber Vorjahresquartal (in %)

	Unbereinigt ^{a)}	Bereinigt ^{b)}	Trend plus Konjunktur ^{c)}
2000 : 1	3,3	2,4	2,5
2000 : 2	2,4	2,8	2,7
2000 : 3	2,5	2,9	2,8
2000 : 4	1,6	2,9	2,8
Jahresdurchschnitt	2,5	2,8	2,7
2001 : 1	2,4	2,7	2,7
2001 : 2	2,6	2,7	2,7
2001 : 3	2,5	2,6	2,6
2001 : 4	2,5	2,5	2,5
Jahresdurchschnitt	2,5	2,6	2,6

^{a)} Wachstumsrate für »Originalwerte« des BIP. – ^{b)} Wachstumsrate für arbeitstägig bereinigtes BIP. – ^{c)} Wachstumsrate für »glatte Komponente«.

Quelle: Eigene Berechnungen.

reihe zu identifizieren. Simultan werden Produktionspotential, Konjunktur, Saison- und Arbeitstageeffekte geschätzt. Die Flexibilität des Modells hat den Preis, dass der Spezifikations- und Schätzaufwand im Vergleich zu vielen anderen Methoden relativ hoch ist. Der Vorteil einer in sich konsistenten Modellierung mit den sich daraus ergebenden vielfältigen Testmöglichkeiten ist aber meines Erachtens sehr hoch einzuschätzen.

Betont werden soll aber die eigentlich selbstverständliche Tatsache, dass eine Analyse, die nur eine einzelne Zeitreihe verwendet, eine detaillierte Konjunkturdiagnose und Prognose nicht ersetzen kann. Ob man mehr auf Erfahrung und informelle Methoden oder auf formalisierte interdependente Modelle setzt, in beiden Fällen wird die Einbeziehung zusätzlicher Informationen aus der amtlichen Statistik (zum Beispiel Auftragseingänge, Exporte, usw.) oder aus Umfragen (wie zum Beispiel dem ifo Konjunkturtest) die Prognosegenauigkeit im Allgemeinen erhöhen. Für die Isolierung von eigentlich nicht interessierenden, für die weiteren Konjunkturanalysen aber wichtigen Komponenten wie Saison- und Arbeitstageeffekt sind aber immer bestimmte formale Zeitreihenmodelle nötig. Neben der in dieser Arbeit gezeigten Flexibilität haben strukturelle Zeitreihenmodelle eine Reihe weiterer Vorteile. So können sie relativ einfach für eine simultane Analyse mehrerer Zeitreihen erweitert werden (für eine Analyse von Konjunktur und Geschäftslage des ifo Konjunkturtests vgl. Flaig/Plötscher 2000; für eine Untersuchung der Zusammenhänge zwischen Konjunktur, Arbeitslosigkeit und Inflation vgl. beispielsweise Apel/Janson 1999, Gerlach/Smets 1998, Orlandi/Pichelmann 2000). Das Konzept gemeinsamer Trends und gemeinsamer Zyklen spielt dabei eine wichtige Rolle. Damit lässt sich beispielsweise analysieren, ob zwischen verschiedenen Ländern eine Synchronisation des Konjunkturzyklus stattfindet. Strukturelle Zeitreihenmodelle lassen sich einfach auch um andere Effekte (zum Beispiel Weterneinflüsse) erweitern, kurzfristige Datenrevisionen lassen sich in das Modell einbauen, oder es lassen sich Daten mit unterschiedlicher Beobachtungsperiodizität (zum Beispiel monatliche Auftragseingänge und Quartalsdaten für das BIP) optimal miteinander kombinieren. Strukturelle Komponentenmodelle können eine nützliche Ergänzung im Instrumentenkasten der Konjunkturanalysen werden.

Literatur:

- Apel, M. und P. Janson (1999), »A Theory-Consistent System Approach for Estimating Potential Output and the NAIRU«, *Economics Letters* 64, S. 271–275.
 Deutsche Bundesbank (1991), »Saison- und kalenderbereinigte Angaben für die Verwendungskomponenten des Sozialprodukts«, *Monatsberichte*, April, S. 37–42.
 Flaig, G. (2000), *Trend und Zyklus. Eine empirische Analyse mit einem Unobserved Components-Modell*, Manuskript.
 Flaig, G. und C. Plötscher (2000), »Estimating the Output Gap Using Business Survey Data. A Bivariate Structural Time Series Model for the German Economy«, *CESifo Working Paper* No. 233.

- Gerlach, St. und F. Smets (1998), »Output Gaps and Monetary Policy in the EMU Area«, *European Economic Review* 43, S. 801–812.
 Harvey, A. (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University, Press.
 Müller-Krummholz, K. (1999), *Zur Ermittlung des Kalendereinflusses bei Zeitreihen für das Berliner Verfahren*, Manuskript.
<http://www.diw.de/Projekte/VGR/>
 Nierhaus, W. (1999), »Aus dem Instrumentenkasten der Konjunkturanalyse: Veränderungsraten im Vergleich«, *ifo Schnelldienst* 52 (11), S. 11–19.
 Orlandi, F. und K. Pichelmann (2000), »Disentangling Trend and Cycle in the EUR-11 Unemployment Series. An Unobserved Component Modelling Approach«, European Commission, *Economic Papers*, No. 140.
 Pauly, R. (1996), »Strukturelle Komponentenmodelle und ihr Einsatz in der Zeitreihenzerlegung«, *ifo Studien* 42, S. 371–402.
 Strohm, W. (1986), »Zur Frage der Kalendereinigung von Zeitreihen«, *Wirtschaft und Statistik*, Heft 6, S. 421–428.

Anhang: Schätzergebnisse

Das geschätzte Modell läßt sich in den folgenden Gleichungen zusammenfassen (in Klammern unter den Parametern der t-Wert):

Trend

$$\text{Niveau: } T_t = T_{t-1} + \mu_{t-1} + 0,241 DT_{91:t} \quad (25,0)$$

$$\text{Wachstumsrate: } \mu_t = \mu_{t-1} - 0,0049 DD_{73:t} \quad (7,2)$$

Saison

$$S_t = -(S_{t-1} + S_{t-2} + S_{t-3}) + \eta_t$$

$$\text{Var}(\eta_t) = 1,85 \cdot 10^{-5} \quad (6,8)$$

Konjunktur

$$C_t = 1,621 C_{t-1} - 0,671 C_{t-2} + \omega_t \quad (18,0) \quad (7,6)$$

$$\text{Var}(\omega_t) = 2,37 \cdot 10^{-5} \quad (7,1)$$

Arbeitstagekomponente

$$D_t = 0,315 \ln(A_t / \bar{A}) \quad (6,3)$$

Irreguläre

$$I_t = u_t$$

$$\text{Var}(u_t) = 3,1 \cdot 10^{-7} \quad (0,2)$$

Realeinkommen im neuen Europäischen System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen

Das Statistische Bundesamt hat mit der Umstellung auf das Europäische System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen (ESVG '95) zum ersten Mal Angaben zur Entwicklung der gesamtwirtschaftlichen Realeinkommen in das laufende Veröffentlichungsprogramm aufgenommen. Der vorliegende Beitrag vermittelt einen Überblick über die verschiedenen Berechnungsmöglichkeiten. Ferner wird ein Ausblick auf die voraussichtliche Entwicklung der Realeinkommen in Deutschland für das laufende Jahr gegeben.

Preisbereinigung versus Preisniveaubereinigung

Im bisher gültigen internationalen System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen wie auch im deutschen VGR-System war die Darstellung von Realgrößen auf Angaben in *konstanten Preisen* beschränkt.¹ Nachgewiesen wurden in konstanten Preisen Waren- und Dienstleistungsströme sowie daraus abgeleitete Saldengrößen, wie die Wertschöpfung, der Außenbeitrag oder das Bruttoinlands- bzw. das Bruttosozialprodukt (*Preisbereinigung*).² Nach dem ESVG'95 können in der amtlichen Statistik nun zusätzlich auch Realeinkommen ausgewiesen werden, d.h. Einkommensgrößen zu einem *konstant gehaltenen Preisniveau* (*Preisniveaubereinigung*).³

Die herkömmliche *Preisbereinigung* von Wertgrößen geschieht dadurch, daß Aggregate in laufenden Preisen (z.B. die privaten Konsumausgaben) mit speziellen Preisindizes deflationiert werden, die die jeweiligen Preisänderungen der untersuchten Waren und Dienstleistungen widerspiegeln. Als Ergebnis dieser Prozedur erhält man *Mengenaggregate* (Volumina), die in Preisen eines festen Basisjahrs ausgedrückt sind.⁴ Bei der *Preisniveaubereinigung* von Einkommensgrößen oder anderen finanziellen Werten (z.B. Ersparnis) geht es dagegen darum, die *reale Kaufkraftentwicklung* anhand eines Warenkorbs zu ermitteln, für den das Einkommen üblicherweise ausgegeben wird. Formal geschieht die Preisniveaubereinigung dadurch, daß das Einkommen mit dem Preisindex dieses Warenkorbs deflationiert wird. Als Ergebnis erhält

man *Realwerte des Einkommens* (*Realeinkommen*) zu einem konstant gehaltenen Preisniveau.⁵ Real bedeutet hier, daß der Wertverlust des Geldes infolge von Preisniveausteigerungen herausgerechnet ist. Weil kein Warenkorb für alle Verwendungszwecke des Einkommens gleichermaßen optimal ist, wurde im bisherigen VGR-System von einem Nachweis der Realeinkommen Abstand genommen.⁶

Um welche Einkommen geht es?

Im Prinzip können bei der Berechnung von Realeinkommen alle Einkommensarten zugrunde gelegt werden. Zentrales Einkommen in der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung ist das *verfügbare Einkommen in der Volkswirtschaft*, das von Inländern (private Haushalte, Unternehmen und Staat) für Konsum und Sparen verwendet werden kann. Auf der gesamtwirtschaftlichen Ebene, die für die vorgelegten Berechnungen des Statistischen Bundesamts maßgeblich ist, erhält man das verfügbare Einkommen aus der folgenden Ableitung:

Bruttoinlandsprodukt
 + Saldo der Primäreinkommen aus der übrigen Welt
 = Bruttonationaleinkommen
 + Saldo der laufenden Übertragungen aus der übrigen Welt
 – Abschreibungen
 = Verfügbares Einkommen in der Volkswirtschaft.

¹ Vgl. *United Nations, Manual on National Accounts at Constant Prices, Statistical Papers, Series M, No. 64, New York, 1979, S. 6 ff.*

² Daneben werden auch einzelne Bestandsgrößen (wie das Anlagevermögen) sowie einige Nicht-Güterströme (z.B. die grenzüberschreitenden Erwerbs- und Vermögenseinkommen) in konstanten Preisen ausgewiesen. Vgl. H. Lützel, *Realeinkommen in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen*, in: *Wirtschaft und Statistik*, 2/1987, S. 115.

³ Angaben zur Entwicklung ausgewählter Realeinkommen in Deutschland wurden bisher u.a. vom ifo Institut, der Deutschen Bundesbank und vom Sachverständigenrat vorgelegt.

⁴ Bezeichne $W(t) = \sum q(t)p(t)$ ein Wertaggregat im Jahr t , das sich aus den Mengen $q(t)$ bewertet zu jeweiligen Preisen $p(t)$ ergibt. Das (Volumen-)Aggregat $WR(t) = \sum q(t)p(0)$ in Preisen des Basisjahrs 0 erhält man durch die Deflation der Wertgröße $W(t)$ mit dem Paasche-Preisindex $IP(t) = \sum p(t)q(t) / \sum p(0)q(t)$. Es gilt: $WR(t) = W(t) / IP(t) = \sum q(t)p(0)$.

⁵ Das Realeinkommen $ER(t)$ entspricht demjenigen Einkommen, daß im Basisjahr 0 zu Preisen $p(0)$ den Kauf der gleichen Mengen q erlaubt wie ein Einkommen $E(t)$ im Berichtsjahr t zu Preisen $p(t)$ (kaufkraftgleiches Einkommen). Wird z.B. mit dem Einkommen $E(t)$ das k -fache der Mengen q gekauft, d.h. gilt $E(t) = k \sum p(t)q$, so folgt für das – mit dem Preisindex $\sum p(t)q / \sum p(0)q$ deflationierte – Realeinkommen $ER(t)$: $ER(t) = [k \sum p(t)q] / [\sum p(t)q / \sum p(0)q] = k \sum p(0)q$. Zur Preisniveaubereinigung sollten generell Laspeyres-Indizes mit konstantem Warenkorb benutzt werden. Weil es diese auf der gesamtwirtschaftlichen Ebene nicht gibt, müssen deshalb näherungsweise die »verpaaschten Preisindizes« der Verwendungsaggregate des Inlandsprodukts herangezogen werden. Vgl. dazu W. Neubauer, *Preisstatistik*, München, 1996, S. 115 ff.

⁶ Vgl. *United Nations, Manual on National Accounts at Constant Prices, a.a.O., S. 7 f.*

Das Bruttoinlandsprodukt (BIP) entspricht der Summe aller im Inland entstandenen Einkommen (Bruttolöhne und -gehälter einschließlich Arbeitgeberbeiträge, Betriebsüberschüsse, Selbständigen- und Vermögenseinkommen) unter Hinzurechnung der Abschreibungen sowie der Produktions- und Importabgaben abzüglich der Subventionen. Werden die von Inländern aus dem Ausland zufließenden Arbeitnehmerentgelte und Vermögenseinkommen (einschließlich Subventionen) hinzugezogen und die ans Ausland abfließenden Primäreinkommen (einschließlich Produktions- und Importabgaben) abgezogen, so gelangt man zum Bruttonationaleinkommen. Es ist gleich der Gesamtsumme aller von Inländern bezogenen Arbeitnehmerentgelte, Unternehmens- und Vermögenseinkommen, wiederum unter Berücksichtigung der Abschreibungen sowie des Saldos aus Produktions- bzw. Importabgaben und Subventionen. Wird dem Bruttonationaleinkommen der Saldo der laufenden Übertragungen mit dem Ausland hinzugezogen (die Übertragungen der inländischen Sektoren saldieren sich gegenseitig), so erhält man nach Abzug der Abschreibungen das verfügbare Einkommen in der Volkswirtschaft.

Zwei Methoden zur Berechnung der Realeinkommen

1. Die Realwertmethode

Nach der Realwertmethode⁷ erhält man das real verfügbare Einkommen, indem in der vorstehenden Ableitung alle nominalen Einkommensgrößen durch ihre entsprechenden Realwerte ersetzt werden:

- Realwert des Bruttoinlandsprodukts
- + Realwert des Saldos der Primäreinkommen aus der übrigen Welt
- = Realwert des Bruttonationaleinkommen
- + Realwert des Saldos der laufenden Übertragungen aus der übrigen Welt
- Realwert der Abschreibungen
- = Realwert des verfügbaren Einkommens.

Die Realwerte selbst ergeben sich durch Deflationierung aller Nominalertragsgrößen mit einem *einheitlichen*, exogen gegebenen Preisindex, der den Geldwertverlust zum Ausdruck bringt. Dabei sollte die Preisent-

⁷ In der Literatur existiert für die dargestellte Methode keine einheitliche Namensgebung. Hier wird sich dem von Kalmbach und Staroske verwendeten Begriff angeschlossen. Vgl. P. Kalmbach, U. Staroske, Zur Realität realer Wachstumsraten, in: Wirtschaftsdienst, V/1996, S.263 und W. Neubauer, Preisstatistik, a.a.O., S. 120 ff.

wicklung anhand eines möglichst umfassenden »repräsentativen« Warenkorbs gemessen werden, der die Struktur der Waren- und Dienstleistungskäufe wiedergibt, für die das gesamtwirtschaftliche Einkommen ausgegeben wird. Allgemein hat sich im *System of National Accounts (SNA)* als Indikator für die Geldwertwertung der *Preisindex für die letzte inländische Verwendung von Waren und Dienstleistungen* durchgesetzt. Dieser Index repräsentiert die Preisentwicklung aller Konsum- und Investitionsgüter, die von privaten Haushalten, Unternehmen und vom Staat gekauft werden.⁸ Die Ergebnisse dieser Vorgehensweise für das real verfügbare Einkommen in der Bundesrepublik finden sich in Tabelle 1.

Von quantitativ besonderer Bedeutung ist naturgemäß der *Realwert des Bruttoinlandsprodukts*. Wird der Preisindex für die letzte inländische Verwendung als genereller Deflator für das nominale Bruttoinlandsprodukt verwendet, so unterscheidet sich der Realwert des BIP vom herkömmlich berechneten Bruttoinlandsprodukt in konstanten Preisen gerade um den sog. *Terms-of-Trade-Effekt*.⁹ Dieser Effekt gibt an, um welchen Realeinkommensbetrag sich eine Volkswirtschaft besser (schlechter) stellt, wenn die Relation von Exportpreisen zu Importpreisen (Terms of Trade) steigt (sinkt). Verbessern sich z.B. die Terms of Trade, d.h. steigen die Exportpreise stärker als die Importpreise, so muß weniger exportiert werden, um die gleiche Gütermenge zu importieren. Bei unverändertem Produktionsvolumen können also zusätzliche Güter im Inland konsumiert oder investiert werden. Parallel dazu steigt das inländische Realeinkommen über höhere Unternehmensgewinne und/oder niedrigere Inlandspreise. Die Änderungen in der Preisrelation von Exporten zu Importen wirken sich auf die inländischen Realeinkommen um so stärker aus, je größer die außenwirtschaftliche Verflechtung einer Volkswirtschaft ist. Terms-of-Trade-Effekte werden im herkömmlich berechneten Bruttoinlandsprodukt zu konstanten Preisen nicht erfaßt, weil hier das im Inland erstellte Produktionsvolumen ermittelt werden soll. Im Realwert des Bruttoinlandsprodukts, der nach der Realwertmethode durch die Deflationierung des nominalen BIP mit einem generellen Preisindex ermittelt wird, werden dagegen Realeinkommensgewinne bzw. -verluste aus Terms-of-Trade-Ver-

⁸ Vgl. Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, Jahresgutachten 1984/1985, TZ 247.

⁹ In den VGR wird der Terms-of-Trade-Effekt allgemein als Differenz zwischen dem Realwert des Außenbeitrags (Außenbeitrag in jeweiligen Preisen deflationiert mit einem einheitlichen Preisindex) und dem Außenbeitrag in konstanten Preisen berechnet. Bezeichnet man mit X die nominalen Exporte, mit M die nominalen Importe, mit p_x den Preisindex der Exporte, mit p_M den Preisindex der Importe und mit p einen generellen Preisindex, so ergibt sich der Terms-of-Trade-Effekt gemäß:

$$T = (X - M)/p - (X/p_x - M/p_M)$$

Vgl. United Nations, *Systems of National Accounts*, New York, 1993, S. 404 bzw. Eurostat, *Europäisches System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen (ESVG 1995)*, Luxemburg, 1996, S. 257.

schiebungen berücksichtigt.¹⁰ Maßgeblich hierfür ist, daß bei der Preisniveaubereinigung nicht alle Preiseffekte der Inflation neutralisiert werden. Erhalten bleiben einkommenswirksame *Preisstruktureffekte*, die sich z.B. daraus

¹⁰ Wird der Preisindex der letzten inländischen Verwendung als genereller Deflator gewählt, so ist der Terms-of-Trade-Effekt gleich der Differenz von Realwert des BIP und BIP in konstanten Preisen. Das nominale BIP ergibt sich als Summe von Konsumausgaben *C*, Bruttoinvestitionen *IB* und Exporten *X* abzüglich der Importe *M*: $BIP = C + IB + X - M$. Das BIP in konstanten Preisen errechnet sich aus: $C/p_C + IB/p_{IB} + X/p_X - M/p_M$; wobei p_C : Preisindex der Konsumausgaben, p_{IB} : Preisindex der Bruttoinvestitionen, p_X : Preisindex der Exporte, p_M : Preisindex der Importe. Wird für die Deflationierung des BIP der Preisindex der letzten inländischen Verwendung $p_{LIV} = (C + IB)/(C/p_C + IB/p_{IB})$ verwendet, so ist der Realwert des BIP gleich dem Ausdruck: $C/p_C + IB/p_{IB} + (X - M)/p_{LIV}$. Damit unterscheiden sich der Realwert des BIP und das BIP in konstanten Preisen um den Faktor $(X - M)/p_{LIV} - (X/p_X - M/p_M)$, was dem Terms-of-Trade-Effekt (auf Basis des Preisindex für die letzte inländische Verwendung p_{LIV}) entspricht.

ergeben, daß sich die Preise für Exportgüter anders bewegen als die Preise für Importgüter.

Die deutsche Volkswirtschaft hat in den neunziger Jahren durch die Veränderung der Terms of Trade nicht unerhebliche Realeinkommensgewinne erzielen können. In diesem Zeitraum sind die Exportpreise zumeist stärker gestiegen bzw. schwächer gesunken als die Importpreise. Dies gilt z.B. für die Jahre 1992 bis 1995 sowie für 1998 und 1999. Teilweise gab es aber auch Terms-of-Trade-Verluste, so in den Jahren 1996 bzw. 1997. Insgesamt überwogen in den neunziger Jahren aber für Deutschland die Terms-of-Trade-Gewinne (vgl. Tab. 2). Zu der Gesamtveränderung des Realwerts des Bruttoinlandsprodukts im Zeitraum 1992 bis 1999 in Höhe von + 13,2% trug der Terms-of-Trade-Effekt (auf Basis des Preisindex der inländischen Verwendung) immerhin 1,6 Prozentpunkte bei, was umge-

Tab. 1

Real verfügbares Einkommen in der Volkswirtschaft nach der Realwertmethode
(in Preisen von 1995)

	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000 (s)
	in Mrd. DM								
Realwert^{a)}									
des Bruttoinlandsprodukts (I)	3 394,1	3 372,4	3 453,7	3 523,0	3 545,8	3 583,7	3 679,6	3 736,1	3 824,2
des Saldos der Primäreinkommen aus der übrigen Welt (II)	16,6	14,0	- 14,1	- 18,6	- 15,8	- 16,8	- 29,3	- 36,5	- 35,4
des Bruttonationaleinkommens (III=I+II)	3 410,7	3 386,5	3 439,6	3 504,4	3 530,1	3 566,9	3 650,3	3 699,6	3 788,8
des Saldos der laufenden Transfers aus der übrigen Welt (IV)	- 34,1	- 39,1	- 40,4	- 32,7	- 33,4	- 35,5	- 38,4	- 37,1	- 37,3
der Abschreibungen (V)	485,3	503,0	511,2	521,2	526,6	534,1	546,0	554,6	565,8
des verfügbaren Einkommens (Realeinkommen; VI=III+IV-V)	2 891,3	2 844,4	2 888,0	2 950,6	2 970,1	2 997,3	3 065,9	3 108,0	3 185,7
nachrichtlich: Bruttoinlandsprodukt in konstanten Preisen	3 421,0	3 383,8	3 463,2	3 523,0	3 549,6	3 601,1	3 678,6	3 728,3	3 827,9
	Veränderung in % gegenüber dem Vorjahr								
Realwert^{a)}									
des Bruttoinlandsprodukts	2,8	- 0,6	2,4	2,0	0,6	1,1	2,7	1,5	2,4
des Saldos der Primäreinkommen aus der übrigen Welt ^{b)}	- 0,1	- 0,1	- 0,8	- 0,1	0,1	0,0	- 0,4	- 0,2	0,0
des Bruttonationaleinkommens	2,7	- 0,7	1,6	1,9	0,7	1,0	2,3	1,4	2,4
des Saldos der laufenden Transfers aus der übrigen Welt ^{c)}	0,5	- 0,2	0,0	0,3	0,0	- 0,1	- 0,1	0,0	0,0
der Abschreibungen	5,0	3,7	1,6	1,9	1,0	1,4	2,2	1,6	2,0
des verfügbaren Einkommens (Realeinkommen)	2,8	- 1,6	1,5	2,2	0,7	0,9	2,3	1,4	2,5
nachrichtlich: Bruttoinlandsprodukt in konstanten Preisen	2,2	- 1,1	2,3	1,7	0,8	1,5	2,2	1,4	2,7
Deflator des verfügbaren Einkommens ^{d)}	4,5	3,2	2,4	1,7	1,1	1,2	0,5	0,8	0,9

(s) Schätzungen des ifo Instituts. – ^{a)} Nominale Werte deflationiert mit dem Preisindex für die letzte inländische Verwendung (1995 = 100). – ^{b)} Beitrag zur Veränderung des Realwerts des Bruttonationaleinkommens in Prozentpunkten. – ^{c)} Beitrag zur Veränderung des Realwerts des verfügbaren Einkommens in Prozentpunkten. – ^{d)} Relation von nominal verfügbarem Einkommen zu seinem Realwert; identisch mit dem Preisindex für die letzte inländische Verwendung (1995 = 100). Abweichungen in den Summen durch Runden der Zahlen.

Quelle: Statistisches Bundesamt, Berechnungen und Schätzungen des ifo Instituts.

Tab. 2

Terms-of-Trade-Effekt auf Basis des Preisindex der letzten inländischen Verwendung

(in Preisen von 1995)

	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000 (s)
	in Mrd. DM								
Realwert ^{a)} des Außenbeitrags (I)	- 6,3	7,3	13,2	25,0	38,8	52,4	61,5	50,4	59,5
Außenbeitrag in konstanten Preisen (II)	20,6	18,7	22,7	25,0	42,6	69,8	60,5	42,6	63,1
Terms-of-Trade-Effekt ^{b)} (III=I-II)	- 26,9	- 11,4	- 9,5	0,0	- 3,8	- 17,4	1,0	7,8	- 3,6
	Veränderung in Mrd. DM gegenüber dem Vorjahr								
Realwert ^{a)} des Außenbeitrags	- 0,8	13,6	5,9	11,8	13,9	13,5	9,2	- 11,1	9,1
Außenbeitrag in konstanten Preisen	- 18,5	- 1,9	4,1	2,2	17,7	27,1	- 9,2	- 18,0	20,6
Terms-of-Trade-Effekt ^{b)}	17,7	15,6	1,8	9,5	- 3,8	- 13,6	18,4	6,8	- 11,4
	Veränderung in % gegenüber dem Vorjahr								
nachrichtlich: Terms-of-Trade-Effekt ^{b) c)}	0,5	0,5	0,1	0,3	- 0,1	- 0,4	0,5	0,2	- 0,3
Exportpreise	1,0	0,7	1,0	2,0	0,3	1,3	0,0	- 0,5	1,4
Importpreise	- 1,2	- 1,2	0,6	0,7	0,7	2,7	- 2,0	- 1,2	2,5

(s) Schätzungen des ifo Instituts. – ^{a)} Nominaler Außenbeitrag deflationiert mit dem Preisindex für die letzte inländische Verwendung. – ^{b)} Realwert des Außenbeitrags abzüglich Außenbeitrag in konstanten Preisen. – ^{c)} Beitrag zur Veränderung des Realwerts des Bruttoinlandsprodukts in Prozentpunkten. Abweichungen in den Summen durch Runden der Zahlen.

Quelle: Statistisches Bundesamt, Berechnungen und Schätzungen des ifo Instituts.

rechnet 52,5 Mrd. DM (in Preisen von 1995) entspricht. Die restlichen 11,6 Prozentpunkte entfielen auf den Anstieg des BIP in konstanten Preisen.¹¹

2. Die Komponentenmethode (Verfahren der ESVG '95)

Während nach der Realwertmethode alle Aggregate mit einem einheitlichen Preisindex deflationiert werden, ist die Komponentenmethode des ESVG '95 komplexer. Leitgedanke ist, daß alle nominalen Größen gesondert zu bereinigen sind. Aggregate (wie das Bruttoinlandsprodukt oder die nominalen Abschreibungen), denen Waren- und Dienstleistungsströme mit einer Mengen- und Preisstruktur zugeordnet werden können, werden mit ihren jeweiligen Preisin-

dizes *preisbereinigt*, d.h. in konstanten Preisen ausgewiesen. Einkommensgrößen ohne Mengen- und Preisgerüst (wie der Saldo der grenzüberschreitenden Einkommen) werden dagegen analog zur Realwertmethode mit geeigneten Preisindizes *preisniveaubereinigt*. Um zum Realwert des Bruttoinlandsprodukts zu gelangen, ist der Terms-of-Trade-Effekt schließlich gesondert zu quantifizieren und zum BIP in konstanten Preisen hinzu zu addieren.

Insgesamt vollzieht sich die Ableitung des real verfügbaren Einkommens in der Gesamtwirtschaft nach den Regeln des ESVG '95 wie folgt:¹²

$$\begin{aligned}
 & \text{Bruttoinlandsprodukt in konstanten Preisen} \\
 + & \text{ Terms-of-Trade-Effekt} \\
 = & \text{ Realwert des Bruttoinlandsprodukts} \\
 + & \text{ Realwert des Saldos der Primäreinkommen aus der} \\
 & \text{ übrigen Welt} \\
 = & \text{ Realwert des Bruttonationaleinkommens} \\
 + & \text{ Realwert des Saldos der laufenden Übertragungen aus} \\
 & \text{ der übrigen Welt} \\
 - & \text{ Abschreibungen in konstanten Preisen} \\
 = & \text{ Realwert des verfügbaren Einkommens.}
 \end{aligned}$$

Der Realwert des Bruttoinlandsprodukts entspricht weitgehend dem BIP in konstanten Preisen; die Exporte und Importe sind allerdings mit einem einheitlichen Deflator preisniveaubereinigt. Für den hierzu benötigten Preisindex gibt

¹² Vgl. United Nations, *Systems of National Accounts*, a.a.O., S. 405, sowie Eurostat, *Europäisches System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen (ESVG 1995)*, a.a.O., S. 257.

¹¹ Die Größe des Terms-of-Trade-Effekts ist abhängig von der Wahl des generellen Deflators für den nominalen Außenbeitrag und von der Wahl des Preisbasisjahres (hier: 1995). So beträgt der Terms-of-Trade-Effekt im Preisbasisjahr 1995, für das alle Deflatoren auf den Wert 100 gestellt sind, definitionsgemäß Null. Für das Jahr 1999 ergibt sich im Vergleich zum Preisbasisjahr 1995 auf der Basis des Preisindex der letzten inländischen Verwendung ein Terms-of-Trade-Gewinn in Höhe von 7,8 Mrd. DM (vgl. Tab. 2). Maßgeblich hierfür ist, daß die Exportpreise von 1995 bis 1999 um 1,0% gestiegen sind, während die Importpreise nahezu konstant blieben (+ 0,1%). Der hieraus resultierende Kaufkraftzuwachs (im Vergleich zu 1995) beträgt: $(1\ 127,7 - 1\ 075,5)/1,036 - (1\ 116,7 - 1\ 074,1) = 50,4 - 42,6 = 7,8$ Mrd. DM (in Preisen von 1995). In Preisen von 1999, d.h. unter Berücksichtigung der inzwischen eingetretenen Verteuerung der Güter der inländischen Verwendung um 3,6%, entspricht dies einem Betrag von $7,8 \cdot 1,036 = 8,1$ Mrd. DM. Zu dieser Beispielsrechnung siehe D. Brümmerhoff, H. Lützel, *Lexikon der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen*, München, 1994, S. 364. f.

es in der Literatur verschiedene Vorschläge. Nach dem ESVG '95 ist der Mittelwert aus dem Export- und Importpreisindex eine »akzeptable Alternative«, sofern es keine länderspezifischen Gründe gibt, einen anderen Index auszuwählen.¹³ Die Realwerte der grenzüberschreitenden Primäreinkommen und der laufenden Übertragungen sollen dagegen nach den Regeln des ESVG '95 einheitlich mit dem Preisindex der letzten inländischen Verwendung quantifiziert werden. Als Ergebnis dieser Vorgehensweise haben die abgeleiteten Einkommensaggregate Bruttonationaleinkommen und verfügbares Einkommen – anders als bei der Realwertmethode – keinen gemeinsamen De-

flator mehr. Vielmehr lassen sich ihre jeweiligen Preisindizes – analog zur Vorgehensweise beim BIP-Deflator, der

¹³ Alternativ zum ungewogenen Durchschnitt der Export- und Importpreise (Geary-Methode) ließe sich als genereller Deflator auch der Preisindex für die letzte inländische Verwendung oder aber der Preisindex der Importe heranziehen. Die Verwendung des Importpreisindex als genereller Deflator für den Terms-of-Trade-Effekt entspricht dem »Command-Basis-Ansatz« in der angelsächsischen Literatur. Vgl. R.C. Geary, *Introduction to Income and Wealth, Series XIX, 1961*; zitiert nach F. Breuss, *Terms of Trade und Reallohnspielraum*, in: WIFO, *Monatsberichte 2/1983*, S. 119. Eine Übersicht über mögliche Deflatoren zur Berechnung des Terms-of-Trade-Effekts und damit des Realwerts des BIP findet sich u.a. bei H. Lützel, *Realeinkommen in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen, a.a.O., S. 121 f. sowie bei F. Breuss, a.a.O., S. 118 ff.*

Tab. 3

Real verfügbares Einkommen in der Volkswirtschaft nach der Komponentenmethode (ESVG '95)
(in Preisen von 1995)

	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000 (s)
	in Mrd. DM								
Bruttoinlandsprodukt in konstanten Preisen(I)	3 421,0	3 383,8	3 463,2	3 523,0	3 549,6	3 601,1	3 678,6	3 728,3	3 827,9
Terms-of-Trade-Effekt ^{a)} (II)	- 26,6	- 11,5	- 9,6	0,0	- 3,5	- 17,5	1,8	9,4	- 2,4
Realwert des Bruttoinlandsprodukts (III=I+II)	3 394,4	3 372,3	3 453,6	3 523,0	3 546,1	3 583,6	3 680,4	3 737,7	3 825,5
Saldo des Realwerts der Primäreinkommen aus der übrigen Welt ^{b)} (IV)	16,6	14,0	- 14,1	- 18,6	- 15,8	- 16,8	- 29,3	- 36,5	- 35,4
Realwert des Bruttonationaleinkommens (V=III+IV)	3 411,0	3 386,3	3 439,5	3 504,4	3 530,3	3 566,8	3 651,1	3 701,1	3 790,1
Saldo des Realwerts der laufenden Transfers aus der übrigen Welt ^{b)} (VI)	- 34,1	- 39,1	- 40,4	- 32,7	- 33,4	- 35,5	- 38,4	- 37,1	- 37,3
Abschreibungen in konstanten Preisen (VII)	471,6	491,7	507,2	521,2	533,6	545,6	559,1	575,5	592,0
Realwert des verfügbaren Einkommens (Realeinkommen; VIII=V+VI-VII)	2 905,2	2 855,6	2 891,9	2 950,6	2 963,4	2 985,7	3 053,7	3 088,5	3 160,8
	Veränderung in % gegenüber dem Vorjahr								
Bruttoinlandsprodukt in konstanten Preisen	2,2	- 1,1	2,3	1,7	0,8	1,5	2,2	1,4	2,7
Terms-of-Trade-Effekt ^{a)} / ^{c)}	0,5	0,4	0,1	0,3	- 0,1	- 0,4	0,5	0,2	- 0,3
Realwert des Bruttoinlandsprodukts	2,8	- 0,7	2,4	2,0	0,7	1,1	2,7	1,6	2,3
Saldo des Realwerts der Primäreinkommen aus der übrigen Welt ^{b)} / ^{d)}	- 0,1	- 0,1	- 0,8	- 0,1	0,1	0,0	- 0,4	- 0,2	0,0
Realwert des Bruttonationaleinkommens	2,7	- 0,7	1,6	1,9	0,7	1,0	2,4	1,4	2,4
Saldo des Realwerts der laufenden Transfers aus der übrigen Welt ^{b)} / ^{e)}	0,5	- 0,2	0,0	0,3	0,0	- 0,1	- 0,1	0,0	0,0
Abschreibungen in konstanten Preisen	5,5	4,2	3,2	2,7	2,4	2,2	2,5	2,9	2,9
Realwert des verfügbaren Einkommens (Realeinkommen)	2,7	- 1,7	1,3	2,0	0,4	0,8	2,3	1,1	2,3
nachrichtlich: Deflator des verfügbaren Einkommens ^{f)}	4,5	3,3	2,7	1,9	1,4	1,3	0,5	1,0	1,0
(s) Schätzungen des ifo Instituts. – ^{a)} Außenbeitrag in jeweiligen Preisen deflationiert mit dem Durchschnitt von Export- und Importpreisen (1995 = 100) abzüglich dem Außenbeitrag in konstanten Preisen. – ^{b)} Deflationiert mit dem Preisindex der letzten inländischen Verwendung (1995 = 100). – ^{c)} Beitrag zur Veränderung des Realwerts des Bruttoinlandsprodukts in Prozentpunkten. – ^{d)} Beitrag zur Veränderung des Realwerts des Bruttonationaleinkommens in Prozentpunkten. – ^{e)} Beitrag zur Veränderung des Realwerts des verfügbaren Einkommens in Prozentpunkten. – ^{f)} Relation von nominal verfügbarem Einkommen zu seinem Realwert (1995 = 100). Abweichungen in den Summen durch Runden der Zahlen.									

Quelle: Statistisches Bundesamt, Berechnungen und Schätzungen des ifo Instituts.

sich aus der Relation von nominalem BIP zu BIP in konstanten Preisen ergibt – nur noch implizit aus dem Quotienten aus jeweiligem Nominalwert und Realwert ermitteln, was für die Komponentenmethode typisch ist.

Ergebnisse nach beiden Methoden ähnlich

Insgesamt liegen die Ergebnisse für das real verfügbare Einkommen in der deutschen Volkswirtschaft nach beiden Verfahren im Ex-post-Zeitraum der amtlichen Statistik (1991 bis 1999) relativ dicht beieinander. Nach der Realwertmethode beläuft sich das real verfügbare Einkommen im Jahr 1999 auf rund 3108 Mrd. DM. Nach der Komponentenmethode, die das ESVG '95 und damit auch das Statistische Bundesamt zugrundelegt, ergibt sich mit knapp 3089 Mrd. DM ein geringfügig niedrigerer Wert (beide Angaben in Preisen von 1995). Der wesentliche Unterschied hierfür liegt in den divergierenden Deflationierungsverfahren für die Abschreibungen: So ist der Realwert der Abschreibungen im Jahr 1999 mit rund 555 Mrd. DM deutlich niedriger als die Abschreibungen in konstanten Preisen (576 Mrd. DM).¹⁴ Im Preisbasisjahr 1995 sind die Ergebnisse nach beiden Methoden natürlich deckungsgleich; maßgeblich für das Resultat sind die für dieses spezifische Jahr auf den Wert 100 normierten Preisindizes. Keine gewichtigen quantitativen Unterschiede ergeben sich schließlich aus den beiden Ansätzen, was den Terms-of-Trade-Effekt anbelangt. Dies vermag jedoch kaum zu überraschen, liegen doch nach der vorangegangenen Disinflationphase in Deutschland nahezu alle makroökonomischen Preisindizes noch relativ nahe bei der Preisbasis 1995 = 100, so daß es derzeit keine gewichtige Rolle spielt, ob der Preisindex der letzten inländischen Verwendung oder der Mittelwert von Export- und Importpreisen als genereller Deflator des nominalen Außenbeitrags verwendet wird.

Im laufenden Jahr ist aufgrund der vom ifo Institut erwarteten konjunkturbedingt kräftigen Steigerung des Bruttoinlandsprodukts in konstanten Preisen in Höhe von 2,7% auch mit einer deutlichen Zunahme des real verfügbaren Einkommens zu rechnen.¹⁵ Nach der Realwertmethode ist ein Zuwachs von 2,5% zu veranschlagen, nach der Komponentenmethode um 2,3%. Daß der Anstieg der verfügbaren Realeinkommen etwas hinter dem Wirtschaftswachstum zurückbleibt, liegt primär an der prognostizier-

ten spürbaren Verschlechterung der Terms of Trade (- 1,1%), in der sich der letztjährige starke Anstieg der Rohölpreise und die Abwertung des Euro gegenüber dem US-Dollar widerspiegelt. Zur Bezahlung der Ölrechnung müssen heute im Vergleich zu 1999 mehr Waren und Dienstleistungen exportiert werden; entsprechend weniger Güter stehen ceteris paribus im Inland für Konsum und Bruttoinvestition zur Verfügung, und in entsprechendem Umfang sinken auch die Realeinkommen der Inländer infolge niedrigerer Gewinne und/oder höherer inländischer Preise. Selbst im Vergleich zum Preisbasisjahr 1995 werden sich nach Einschätzung des ifo Instituts die Terms of Trade im laufenden Jahr verschlechtern; folgerichtig ist der Terms-of-Trade-Effekt auch gegenüber 1995 mit - 3,6 Mrd. (Realwertmethode) bzw. mit - 2,4 Mrd. DM (Komponentenmethode) negativ (vgl. Tab. 2 bzw. 3).

Realeinkommen steigt langfristig langsamer als das BIP

Auch in langfristiger Betrachtung steigt das gesamtwirtschaftlich verfügbare Realeinkommen in Deutschland et-

Tab. 4
Zur Entwicklung von Bruttoinlandsprodukt und Realwert des verfügbaren Einkommens in der Volkswirtschaft im Zeitraum 1992 bis 2000
(in Preisen von 1995)

	1992-1995	1996-2000	1992-2000
	(s)		(s)
Durchschnittliche Veränderung in % p.a.			
Bruttoinlandsprodukt in konstanten Preisen	1,3	1,7	1,5
Realwert des verfügbaren Einkommens (Realwertmethode)	1,2	1,5	1,4
Realwert des verfügbaren Einkommens (Komponentenmethode)	1,1	1,4	1,2
Bruttoinlandsprodukt in konstanten Preisen je Einwohner	0,8	1,6	1,2
Realwert des verfügbaren Einkommens je Einwohner (Realwertmethode)	0,7	1,4	1,1
Realwert des verfügbaren Einkommens je Einwohner (Komponentenmethode)	0,5	1,3	0,9
nachrichtlich: Bevölkerung	0,5	0,1	0,3
(s) Schätzungen des ifo Instituts.			

Quelle: Statistisches Bundesamt, Berechnungen und Schätzungen des ifo Instituts.

¹⁴ Bei den Abschreibungen in konstanten Preisen wird die Veränderung der Wiederbeschaffungspreise der abgeschriebenen Anlageinvestitionen berücksichtigt. Diese sind offenbar im Zeitraum 1995 bis 1999 geringer gestiegen als die Preise für die letzte inländische Verwendung. Vgl. H. Lützel, Realeinkommen in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen, a.a.O., S. 119.

¹⁵ Vgl. W. Leibfritz u.a., Prognose 2000: Mehr Wachstum und etwas weniger Arbeitslose, in: ifo Wirtschaftskonjunktur, 12/1999, S. A1 ff.

was langsamer als das Bruttoinlandsprodukt in konstanten Preisen. Nach Berechnungen des ifo Instituts beläuft sich die Zunahme des Realeinkommens im Zeitraum 1992 bis 2000 auf durchschnittlich 1,4% p.a. (Realwertansatz) bzw. 1,2% p.a. (Komponentenmethode), während sich für die Expansion des BIP in konstanten Preisen eine Rate von 1,5% p.a. ergibt (vgl. Tab. 4). Zwar konnte die deutsche Volkswirtschaft in diesen Jahren durch die Verbesserung der Terms of Trade um 0,6% p.a. per saldo Realeinkommensgewinne erzielen, so daß der Realwert des Bruttoinlandsprodukt sogar um 1,6% p.a. stieg. Die aus dem Außenhandel resultierende zusätzliche Kaufkraft ging aber durch die Abflüsse von Erwerbs- und Vermögenseinkommen an das Ausland und durch den nicht unbeträchtlichen Abschreibungsbedarf wieder verloren, so daß das real verfügbare Einkommen in der Volkswirtschaft insgesamt etwas langsamer expandierte als das BIP in konstanten Preisen. Je Einwohner gerechnet dürfte das real verfügbare Einkommen in der Volkswirtschaft im Zeitraum 1992 bis 2000 je nach Rechenansatz lediglich um 1,1% p.a. (Realwertmethode) bzw. 0,9% p.a. (Komponentenansatz) gestiegen sein. Demnach hat sich der Lebensstandard in Deutschland etwas langsamer erhöht, als dies der herkömmliche Wohlfahrtsindikator, das BIP je Einwohner in konstanten Preisen, signalisiert (+ 1,2% p.a.).

Welche Berechnungsmethode ist besser?

Was die zur Ableitung des gesamtwirtschaftlichen Realeinkommens verwendeten statistischen Ansätze anbetrifft, so ist methodenkritisch anzumerken, daß das *Komponentenverfahren* (ESVG '95) aufgrund der verschiedenen Deflatoren, die zur Preisniveaubereinigung von Teilkomponenten des verfügbaren Einkommens herangezogen werden, den größeren Rechenaufwand benötigt. Hinzu kommt die methodenbedingte Vermengung von makroökonomischen Aggregaten in *konstanten Preisen* (z.B. Bruttoinlandsprodukt, Abschreibungen) bzw. mit *konstant gehaltenem Preisniveau* (z.B. Salden der grenzüberschreitenden Einkommensströme). Es handelt sich bei dem vom Statistischen Bundesamt veröffentlichten realen Einkommensaggregat

also um eine »hybride« Einkommensgröße, deren ökonomische Interpretation nicht leicht fällt.¹⁶ Vorteilhaft ist demgegenüber, daß bei dieser Methode der »Doppelnachweis« von preis- bzw. preisniveaubereinigten Größen, wie sie für die Realwertmethode typisch ist, weitestgehend vermieden wird. Wichtige Ausnahmen hiervon bilden lediglich das Bruttoinlandsprodukt sowie das Bruttonationaleinkommen, die nach dem ESVG '95 sowohl in konstanten Preisen als auch in Realwerten veröffentlicht werden. Schließlich können nach der Komponentenmethode – über das bisherige Veröffentlichungsprogramm des ESVG '95 heraus – auch die Realwerte von anderen nominalen Stromgrößen konsistent berechnet werden.¹⁷ Einfacher hingegen ist die Quantifizierung des Realwerts des verfügbaren Einkommens in der Volkswirtschaft nach der Realwertmethode, die dazu den Vorteil einer stringenter ökonomischen Interpretation besitzt: Das nach der *Realwertmethode* ermittelte gesamtwirtschaftliche Realeinkommen entspricht dem Wert der Gütermenge, die im Preisbasisjahr (derzeit 1995) damit hätte gekauft werden können. Es ist das zum Preisniveau des Basisjahres ausgedrückte Einkommen (kaufkraftgleiches Einkommen). Steigt (sinkt) das Realeinkommen in der Volkswirtschaft, so können von den Inländern mehr (weniger) Güter und Dienstleistungen nachgefragt werden als zuvor. Die Benützung des Realwertkonzepts hätte von daher gewisse Vorteile gegenüber dem von Statistischem Bundesamt angewandten Verfahren.¹⁸ Insgesamt ist aber festzustellen, daß mit der Veröffentlichung des realen verfügbaren Einkommens in der Volkswirtschaft vom Statistischen Bundesamt eine bedeutende Lücke in der amtlichen Statistik endlich geschlossen worden ist.

Wolfgang Nierhaus

¹⁶ Vgl. D. Blades, *Revision of the System of National Accounts: A Note on Objectives and Key Issues*, in: *OECD Economic Studies*, 12/1989, S. 209 f.

¹⁷ Beispielsweise würde sich der Realwert der gesamtwirtschaftlichen Größe »Sparen« nach der Komponentenmethode aus dem Realwert des verfügbaren Einkommens in der Volkswirtschaft abzüglich des privaten und öffentlichen Konsums in konstanten Preisen ergeben. Äquivalent ließe sich der Realwert der Stromgröße »Sparen« aus den Nettoinvestitionen in konstanten Preisen zuzüglich des Realwerts des Außenbeitrags und des Realwerts des Saldos der grenzüberschreitenden Einkommen darstellen. Vgl. F. Müller, *The Three Sided Approach to Real Disposable Income*, Paper presented at the 20th IARIW Conference, 1987, S. 4 ff.

¹⁸ Wird bei der Realwertmethode als genereller Deflator der Preisindex für die inländische Nettoverwendung (Summe aus privatem und öffentlichem Konsum zuzüglich der Nettoinvestitionen) gewählt, so sind die Ergebnisse bezüglich des gesamtwirtschaftlichen Realeinkommens nach beiden Ansätze gleich, sofern beim Komponentenverfahren zur Deflationierung aller grenzüberschreitenden Stromgrößen ebenfalls dieser Preisindex benützt wird. Das verfügbare Einkommen Y entspricht der Summe von Konsum C , Nettoinvestitionen IN und Exporten X zuzüglich dem Saldo der grenzüberschreitenden Einkommen S abzüglich der Importe M : $Y = C + IN + X - M + S$.

Wird der Preisindex der inländischen Nettoverwendung $p_{LINV} = (C + IN)/(C/p_C + I/p_{IN})$ für die Deflationierung benützt, so folgt für das Realeinkommen RY nach der Realwertmethode:

$RY = C/p_C + IN/p_{IN} + (X-M)/p_{LINV} + S/p_{LINV}$ mit p_C : Preisindex des Konsums, p_{IN} : Preisindex der Nettoinvestitionen. Dafür läßt sich auch schreiben:

$RY = C/p_C + IN/p_{IN} + A/p_A + (X/p_X - M/p_M) + (X-M)/p_{LINV} - (X/p_X - M/p_M) + S/p_{LINV} - A/p_A$ wobei p_A : Preisindex der Abschreibungen, p_X : Preisindex der Exporte, p_M : Preisindex der Importe. Damit ist das Realeinkommen gleich dem BIP in konstanten Preisen

$C/p_C + IN/p_{IN} + A/p_A + X/p_X - M/p_M$ zuzüglich der Summe aus Terms-of-Trade-Effekt $(X-M)/p_{LINV} - (X/p_X - M/p_M)$ und Realwert des Saldos der grenzüberschreitenden Einkommen S/p_{LINV} abzüglich der Abschreibungen in konstanten Preisen A/p_A . Dies entspricht dem nach der Komponentenmethode ermittelten Realeinkommen. Siehe dazu auch *United Nations, Systems of National Accounts*, a.a.O., S. 406.

Das Statistische Bundesamt hat in diesem Frühjahr die Berechnung des realen Bruttoinlandsprodukts (BIP) von der Festpreisbasis auf die Vorjahrespreisbasis umgestellt. Ein zentrales Problem der neuen Volumenrechnung ist die Nicht-Additivität der Ergebnisse, d.h. die Summe verketteter Teilaggregate weicht in aller Regel vom Wert des verketteten Gesamtaggregate ab. Für die Aggregation von Volumina müssen deshalb neue Wege beschritten werden. Der vorliegende Beitrag zeigt verschiedene Lösungsmöglichkeiten auf.

Seit der großen Revision 2005 wird in den deutschen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) die Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts und seiner Komponenten auf der Grundlage einer jährlich wechselnden Preisbasis (*Vorjahrespreisbasis*) dargestellt.¹ Die realen Ergebnisse werden also nicht mehr wie bisher in Preisen eines festen Basisjahres ausgedrückt (*Festpreisbasis*), sondern stets in Durchschnittspreisen des jeweiligen Vorjahres (also z.B. Ergebnisse für das Jahr 2005 in Preisen von 2004). Durch Verkettung (»Chain-Linking«) werden die zunächst unvergleichbaren einzelnen Jahresergebnisse in eine vergleichbare Zeitreihe transformiert. Als Ergebnis erhält man *Kettenindizes* oder aber *verkettete Volumenangaben* in Milliarden Euro (vgl. Kasten: Vorjahrespreisbasis – Das Wichtigste in Kürze). Beide Repräsentationen sind, was ihre Wachstumsraten anbetrifft, identisch; allerdings haben verkettete Volumina den Vorteil, dass die Größenordnung realer Aggregate (wie der BIP-Komponenten) weiterhin dargestellt werden kann.

Durch die zeitnahe Preisbasis wird eine Verzerrung der realen Wachstumsraten durch Substitutionseffekte (»Substitution Bias«) automatisch ausgeschaltet. Außerdem ist der im bisherigen Festpreiskonzept periodisch vorgenommene Wechsel zu einem aktuelleren Preisbasisjahr nicht mehr notwendig. Mit Ausnahme der Angaben für das Referenzjahr 0 und das erste darauf folgende Jahr sind verkettete Volumenwerte allerdings aufgrund der wechselnden Preisbasis *additiv inkonsistent*, d.h. eine Summe von verketteten Teilag-

gregaten weicht in der Regel vom Wert des verketteten Gesamtaggregate ab. So ergibt die Summe der verketteten Verwendungsaggregate des Bruttoinlandsprodukts nicht das verkettete reale BIP. Mit verketteten Volumina kann deshalb nicht mehr gerechnet werden wie mit den bisherigen realen Angaben in festen Preisen eines Basisjahres. Konnte bisher aus zwei realen Teilaggregaten ein drittes Aggregat als Summe oder Differenz ermittelt werden, so müssen nunmehr für die Aggregation (bzw. Disaggregation) neue Wege beschritten werden (vgl. Nierhaus 2005a, 24).

Für das neue VGR-System ist fundamental, dass sich die *jährliche* Veränderungsrate $L_{M,(A+B)}(t, t-1)$ eines realen Aggregats $(A+B)_{\text{real}}$ als gewogenes Mittel der Änderungsraten der einzelnen Teilaggregate $L_{M,A}(t, t-1)$ bzw. $L_{M,B}(t, t-1)$ darstellen lässt, wobei als Gewichte die *nominalen* Ausgabenanteile $G_A = A/(A+B)$ bzw. $G_B = B/(A+B)$ im Vorjahr $t-1$ dienen²:

$$(1) L_{M,(A+B)}(t, t-1) = L_{M,A}(t, t-1) \times G_A(t-1) + L_{M,B}(t, t-1) \times G_B(t-1)$$

Bei der Berechnung von disaggregierten Volumina $(A-B)_{\text{real}}$ (Beispiel: Inlandsnachfrage abzüglich Konsumausgaben) ist zu beachten, dass aus rechentechnischen Gründen die nominalen Teilaggregate A bzw. B des Vorjahres $t-1$ nicht gleich groß sein dürfen.

Durch Verkettung der Änderungsraten $L_{M,(A+B)}(t, t-1)$ erhält man den dazugehörigen *Kettenindex* $KL_{M,(A+B)}(t, 0)$ des Aggregats:

¹ Vgl. Braakmann et al. (2005), Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2005, Anhang S. 21 ff.), Tödter (2005) und Nierhaus (2004a).

² Für das Teilaggregat A gilt zum Beispiel:
 $G_A(t-1) = \frac{A}{A+B}$
 $\sum Q_A(i, t-1)P_A(i, t-1) / \sum Q(i, t-1)P(i, t-1)$

$$(2) \text{KL}_{M, (A+B)}(t, 0) \\ = \prod_{k=1, \dots, t} [L_{M, A}(k, k-1) \times G_A(k-1) \\ + L_{M, B}(k, k-1) \times G_B(k-1)] \times 100$$

Die Berechnung des Aggregats muss grundsätzlich im Referenzjahr 0 beginnen; für $t = 0$ gilt dabei definitorisch $\text{KL}_{M, (A+B)}(0, 0) = 100$.

Verkettete Volumenangaben $(A+B)_{\text{real}}(t)$ erhält man, indem man den Kettenindex $\text{KL}_{M, (A+B)}(t, 0)$ mit dem Nominalwert des Aggregats $A+B$ im Referenzjahr 0 multipliziert und durch 100 dividiert:

$$(3a) (A+B)_{\text{real}}(t) = [\text{KL}_{M, (A+B)}(t, 0)/100] \times [A(0) + B(0)]$$

Im Referenzjahr 0 entsprechen die verketteten Volumenangaben definitionsgemäß den Nominalwerten des Aggregats $A+B$.

Unter Berücksichtigung der implizit definierten verketteten (*Paasche*-)Preisindizes $p_A = A/A_{\text{real}}$, $p_B = B/B_{\text{real}}$ und $p_{(A+B)} = (A+B)/(A+B)_{\text{real}}$ aus der Vorperiode $t-1$ lässt sich für 3a auch schreiben³:

³ Dies folgt aus der rekursiven Beziehung $(A+B)_{\text{real}}(t) = L_{M, (A+B)}(t, t-1) \times (A+B)_{\text{real}}(t-1)$.

$$(3b) (A+B)_{\text{real}}(t) = A_{\text{real}}(t) \times p_A(t-1)/p_{(A+B)}(t-1) \\ + B_{\text{real}}(t) \times p_B(t-1)/p_{(A+B)}(t-1)$$

Verkettete Volumenangaben von Teilaggregaten können demnach mit ihren relativen (Vorjahres-)Preisen multipliziert und dann zum Gesamttaggregat zusammengefasst werden.⁴ Um die Formel anwenden zu können, muss naturgemäß der Deflator des Aggregats $p_{(A+B)}$ aus der Vorperiode $t-1$ bekannt sein. Ist dies nicht der Fall, muss auch hier die Berechnung im Referenzjahr 0 beginnen.

Spezielle Probleme bereitet die Verkettung von Saldengrößen mit *wechselnden Vorzeichen* wie Außenbeitrag oder Vorratsinvestitionen. Rein formal lassen sich zwar auch in diesen Fällen Volumenwerte generieren.⁵ In der Praxis kann es dabei allerdings zu undefinierten Rechenoperationen kommen. Dies ist dann der Fall, wenn der nominale Außenbeitrag oder die Vorratsinvestitionen der Vorperiode zufällig exakt null sind. Vielfach wird deshalb von den Statistischen Ämtern auf einen Nachweis dieser Größen verzichtet, oder es werden spezifische Konstruktionen gefunden wie z.B. ei-

⁴ Dividiert man beide Seiten der Gleichung 3b durch $(A+B)_{\text{real}}(t)/100$, so erhält man eine explizite Darstellung von *Volumenanteilen* V am Gesamttaggregat in Prozent. Für das Teilaggregat A ergibt sich zum Beispiel: $V_A(t) = A_{\text{real}}(t)/(A+B)_{\text{real}}(t) \times p_A(t-1)/p_{(A+B)}(t-1) \times 100$.

⁵ Ein Zahlenbeispiel findet sich bei Tödter (2005, 8 f.).

Kasten:

Vorjahrespreisbasis – Das Wichtigste in Kürze

Jahresrechnung:

In der neuen Volumenrechnung wird die jährliche Änderung realer Größen mit einem *Laspeyres-Mengenindex* $L_M(t, t-1)$ gemessen, was eine Preismessung nach *Paasche* impliziert:

$$L_M(t, t-1) = \sum_i Q(i, t)P(i, t-1) / \sum_i Q(i, t-1)P(i, t-1)$$

Der Index zeigt die Mengenänderung im Zeitraum $[t-1, t]$ in Preisen des Vorjahres $t-1$.^{a)} Durch Verkettung (»Chain-Linking«) der Messziffern $L_M(t, t-1)$ ergibt sich ein *Laspeyres-Kettenindex* $\text{KL}_M(t, 0)$, der die *längerfristige* Mengenänderung im Zeitintervall $[0, t]$ misst:

$$\text{KL}_M(t, 0) = \prod_{k=1, \dots, t} L_M(k, k-1) \times 100$$

Der erste Wert der Kette $\text{KL}_M(0, 0)$ im *Referenzjahr* 0 wird gleich 100 gesetzt. *Verkettete Volumenangaben* erhält man, indem der Kettenindex $\text{KL}_M(t, 0)$ mit den nominalen Ausgaben $\sum_i Q(i, 0)P(i, 0)$ im Referenzjahr multipliziert und dann durch 100 dividiert wird.

Vierteljahresrechnung:

In der deutschen Vierteljahresrechnung, die auf dem Annual-Overlap-Verfahren basiert, wird zunächst für jedes Berichtsjahr t ein *Laspeyres-Mengenindex* $L_M(T|t, t-1)$ berechnet, der die Änderung der Volumina im Quartal T des Jahres t (bewertet mit Jahresdurchschnittspreisen) gegenüber dem Durchschnittsergebnis des Jahres $t-1$ misst:

$$L_M(T|t, t-1) = \sum_i Q(T|i, t)P(i, t-1) / [\sum_i Q(i, t-1)P(i, t-1)/4]$$

Werden die Quartalswerte $L_M(T|t, t-1)$ mit dem – jeweils um ein Jahr verzögerten – Kettenindex $\text{KL}_M(t-1, 0)$ multipliziert, so ergibt sich mit $\text{KL}_M(T|t, 0)$ ein *Kettenindex* vom *Laspeyres*-Typ, der die *längerfristige* Mengenänderung im Berichtsquartal $T|t$ gegenüber dem Durchschnittswert des Referenzjahrs zeigt:

$$\text{KL}_M(T|t, 0) = L_M(T|t, t-1) \times \text{KL}_M(t-1, 0)$$

Vierteljährliche *reale Volumenangaben* erhält man, indem man $\text{KL}_M(T|t, 0)$ mit den Durchschnittsausgaben (= Jahresausgaben/4) im Referenzjahr multipliziert und durch 100 dividiert. Besonders vorteilhaft ist beim Annual-Overlap-Verfahren, dass die Jahresdurchschnittswerte bzw. die Jahressummen von Quartalsergebnissen den autonom ermittelten Jahresergebnissen entsprechen (*zeitliche Additivität*).

^{a)} Mit $Q(i, t)$ wird hier die im Jahr t umgesetzte Menge eines Gutes i ($i = 1, 2, \dots, n$) bezeichnet, mit $P(i, t)$ der dazugehörige Produktpreis.

ne Saldenbildung aus verketteten Import- und Exportzeitreihen bzw. Lagerbeständen (vgl. Havel und Kassberger 2004, 793). Rechnerische Wachstumsbeiträge derartiger Saldengrößen können hingegen – wenn auch nur residual – für jede Datenkonstellation ermittelt werden. So ergibt sich der Wachstumsbeitrag des Außenbeitrags zum realen Bruttoinlandsprodukt aus der Differenz der Wachstumsbeiträge von realen Exporten bzw. Importen. Analog kann der Wachstumsbeitrag der Vorratsveränderungen (einschließlich des Nettozugangs an Wertsachen) zum realen BIP aus dem Wachstumsbeitrag der realen Bruttoinvestitionen abzüglich des Wachstumsbeitrags der realen Bruttoanlageinvestitionen quantifiziert werden (vgl. Nierhaus 2005b, 30).

Aus 3b kann die Abweichung (= Residuum R) zwischen einem verketteten Gesamtaggregate und der Summe der verketteten Teilaggregate berechnet werden:

$$(4) R(t) = (A + B)_{\text{real}}(t) - A_{\text{real}}(t) - B_{\text{real}}(t) \\ = A_{\text{real}}(t) \times [\rho_A(t-1)/\rho_{(A+B)}(t-1) - 1] \\ + B_{\text{real}}(t) \times [\rho_B(t-1)/\rho_{(A+B)}(t-1) - 1]$$

Nur im Referenzjahr 0 und im darauf folgenden Jahr sind die Residuen exakt null; für alle $t > 1$ jedoch nur dann, wenn sich seither allein das allgemeine Preisniveau, nicht aber die relativen Preise geändert haben. Lediglich dann sind die verketteten Volumenangaben im weiteren Rechenzeitraum additiv. Im Allgemeinen aber entstehen Residuen, die umso größer sind, je stärker sich die relativen Preise geändert haben. Im Zeitraum 1991 bis 2004 macht z.B. in den deutschen VGR das BIP-Residuum (= Differenz zwischen dem direkt ermittelten verketteten BIP und der Summe der verketteten BIP-Komponenten) maximal 0,4% in Relation zum realen BIP aus. Residuen entstehen naturgemäß auch bei räumlichen Aggregaten, etwa zwischen dem realen BIP auf Bundesebene und dem aufsummierten BIP der 16 Bundesländer.

In der *Vierteljahresrechnung*, die in den deutschen VGR nach dem Annual-Overlap-Verfahren⁶ erfolgt, gelten für die Aggregation ähnliche Zusammenhänge. Die kurzfristige *Änderungsrate* des Aggregats $L_{M, (A+B)}(T|t, t-1)$ ist in der Quartalsbetrachtung ein mit den Wertanteilen des Vorjahres gewichtetes Mittel der einzelnen Komponentenraten $L_{M, A}(T|t, t-1)$ bzw. $L_{M, B}(T|t, t-1)$:

$$(5) L_{M, (A+B)}(T|t, t-1) = L_{M, A}(T|t, t-1) \times G_A(t-1) \\ + L_{M, B}(T|t, t-1) \times G_B(t-1)$$

Der vierteljährliche *Kettenindex* $KL_{M, (A+B)}(T|t, 0)$ für die längerfristige Änderung des realen Aggregats $(A+B)_{\text{real}}$ im Quartal $T|t$ folgt dann aus:

$$(6) KL_{M, (A+B)}(T|t, 0) = [L_{M, A}(T|t, t-1) \times G_A(t-1) \\ + L_{M, B}(T|t, t-1) \times G_B(t-1)] \\ \times KL_{M, (A+B)}(t-1, 0)$$

wobei $KL_{M, (A+B)}(t-1, 0)$ den bereits aus der Jahresrechnung bekannten Kettenindex des Aggregats bezeichnet (vgl. Ausdruck 2).

Vierteljährliche *verkettete Volumenangaben* erhält man, indem man den vierteljährlichen Index $KL_{M, (A+B)}(T|t, 0)$ mit dem durchschnittlichen Nominalwert des Aggregats $(A+B)/4$ im Referenzjahr 0 multipliziert und durch 100 dividiert:

$$(7a) (A+B)_{\text{real}}(T|t) = [KL_{M, (A+B)}(T|t, 0)/400] \times [A(0) + B(0)]$$

Unter Benützung der impliziten Deflatoren $p_A = A/A_{\text{real}}$, $p_B = B/B_{\text{real}}$ und $p_{(A+B)} = (A+B)/(A+B)_{\text{real}}$ aus dem Vorjahr $t-1$ lässt sich hierfür auch schreiben:

$$(7b) (A+B)_{\text{real}}(T|t) = A_{\text{real}}(T|t) \times p_A(t-1)/p_{(A+B)}(t-1) \\ + B_{\text{real}}(T|t) \times p_B(t-1)/p_{(A+B)}(t-1)$$

Wie in der Jahresrechnung können also auch in der Quartalsrechnung verkettete Volumenangaben mit Hilfe der relativen (Durchschnitts-)Preisen aus dem Vorjahr zusammen gewogen werden (vgl. Kasten: Modellrechnung).

Summa Summarum

Alles in allem ist damit eine schrittweise Aggregation (bzw. Disaggregation) realer Größen auch auf Vorjahrespreisbasis möglich. Die einfache Addition bzw. Subtraktion von Volumina im bisherigen Festpreiskonzept wird durch eine »gewichtete« Aggregation von realen Änderungsraten (mit anschließender Verkettung) bzw. von verketteten Volumenangaben ersetzt. Als Wägungsfaktoren dienen in der Jahres- als auch in der Quartalsrechnung die jahresdurchschnittlichen Wertanteile bzw. die jahresdurchschnittlichen relativen Deflatoren (aus dem jeweiligen Vorjahr). Im Ergebnis erhält man aggregierte Kettenindizes oder aber aggregierte verkettete Volumenangaben in Milliarden Euro. Spezielle Probleme ergeben sich bei der Verkettung von Saldengrößen, deren Vorzeichen in der Zeitreihe wechseln kann (z.B. Außenbeitrag oder Vorratsveränderungen). So veröffentlicht das *Statistische Bundesamt* diese Variablen preisbereinigt nur in Form von rechnerischen Wachstumsbeiträgen zum BIP (vgl. Statistisches Bundesamt 2005, 15). Das *Bureau of Economic Analysis* (BEA), das in den USA mit der Erstellung der VGR betraut ist, ermittelt dagegen diese Größen als Differenz verketteter Volumenzeitreihen (vgl. Parker und Seskin 1995, 31).

⁶ Zur Berechnung von Quartalsergebnissen auf Vorjahrespreisbasis gibt es mehrere Verfahren. Zu nennen sind das Annual-Overlap-Verfahren, der Quarterly-Overlap-Ansatz und die Over-the-Year-Methode. Die Konzepte unterscheiden sich darin, wie die jeweiligen Bezugswerte zum Vorjahr gebildet werden, und mit welchen Faktoren die Quartalsangaben zu einem vierteljährlichen Kettenindex herauf- bzw. herabskaliert werden (vgl. Bloem, Dippelsman und Maehle 2001, 159 ff; Nierhaus 2004b), Tödter (2005), 13 ff.

**Kasten:
Modellrechnung**

Die Modellrechnung zeigt exemplarisch die Aggregation von Konsum und Investitionen zum realen BIP in einer vierteljährlichen VGR auf. Die Werte der vierteljährlichen verketteten Laspeyres-Mengenindizes von Konsum und Investitionen errechnen sich beim Annual-Overlap-Verfahren aus der Multiplikation der kurzfristigen Volumenänderungen mit den um eine Periode verzögerten Werten der verketteten Indizes der entsprechenden Jahresvolumina. So erhält man für den realen Konsum im Quartal 3|2003: $144,70 = 1,1421 \times 126,69$. Im Startjahr der Quartalsrechnung (im Beispiel das Jahr 2001) sind alle vierteljährlichen Kettenindexwerte identisch mit den kurzfristigen Volumenindizes. Aufgrund der zeitlichen Additivität des Annual-Overlap-Ansatz ergeben sich die Jahresergebnisse für Konsum, Investitionen und BIP als Mittelwert der jeweiligen Quartalsergebnisse bzw. aus den aufsummierten vierteljährlichen Volumina.

Die Werte für das vierteljährliche reale Bruttoinlandsprodukt können zum einen direkt aus den Preis- und Mengenabgaben für Konsum- bzw. Investitionsgüter ermittelt werden, zum anderen über die komponentenweise Aggregation. So ergibt sich der kurzfristige Volumenindex des BIP im Quartal 3|2003 aus der Multiplikation der entsprechenden Volumenindizes für Konsum und Investitionen, gewichtet mit den jeweiligen Ausgabenanteilen des Vorjahres: $101,88 = 1,1421 \times 33,74 + 0,9560 \times 66,26$. Der Wert des verketteten Volumenindex für das BIP im gleichen Quartal 3|2003 folgt aus dem Produkt des kurzfristigen Volumenindex mit dem Vorjahreswert des Kettenindex: $110,61 = 1,0188 \times 108,57$. Durch Multiplikation der vierteljährlichen verketteten Volumenwerte für Konsum bzw. Investitionen mit ihren relativen jahresdurchschnittlichen Preisen der Vorperiode ist dann das verkettete reale BIP (wiederum für das Quartal 3|2003): $877,43 \approx 635,60 \times 0,5731/1,0977 + 312,60 \times 1,9157/1,0977$.

Die Modellrechnung zeigt schließlich, dass die Summe der verketteten Volumina für Konsum bzw. Investitionen nur im Referenzjahr (im Beispiel: 2000) und im ersten darauf folgenden Jahr dem aggregierten BIP entspricht. Im Allgemeinen entstehen Residuen, die umso größer werden, je stärker sich die relativen Preise geändert haben (additive Inkonsistenz). So beträgt das BIP-Residuum (= Differenz zwischen dem verketteten BIP und der Summe der verketteten BIP-Komponenten) für das Quartal 3|2003: $-70,77 = 877,43 - (635,60 + 312,60)$.

Vorjahrespreisbasis und Aggregation (Annual-Overlap)

	Konsumgüter				Investitionsgüter				Konsum		Investitionen		Residuum		Bruttoinlandsprodukt						
	Menge		Preis		Menge		Preis		in jeweiligen Preisen (in % des nominalen Bruttoinlandsprodukts)		Konsum und Investitionen (Verkettete Volumina ²⁾)		BIP abz. Konsum und Investitionen (Verkettete Volumina ²⁾)		Laspeyres-Mengenindex			Verk. Lasp.-Index ¹⁾		nachrichtlich:	
	2000	2001	2002	2003	2000	2001	2002	2003	2000	2001	2002	2003	2000	2001	2002	2003	2000	Änderung in % gegen Vorjahr	Verkettete Volumina ²⁾ (Referenz- jahr 2000)	Verketteter Paasche- Preisindex 2000=100	
2000	251,00	7,00	236,00	6,00	55,37	44,63	0,00	100,00	-	-	100,00	-	-	100,00	-	100,00	-	3173,00	100,00		
1	67,40	6,10	57,60	8,00	-	-	0,00	103,04	-	-	103,04	-	-	103,04	-	103,04	-	817,40	-		
2	69,40	5,70	57,10	8,60	-	-	0,00	104,43	-	-	104,43	-	-	104,43	-	104,43	-	828,40	-		
3	71,50	5,30	56,50	9,40	-	-	0,00	105,83	-	-	105,83	-	-	105,83	-	105,83	-	839,50	-		
4	73,70	5,00	55,80	10,00	-	-	0,00	107,24	-	-	107,24	-	-	107,24	-	107,24	-	850,70	-		
2001	282,00	5,51	227,00	8,99	43,23	56,77	0,00	100,00	-	100,00	105,14	5,1	3336,00	107,77							
1	76,00	4,50	55,40	10,70	-	-	-13,54	-	102,02	-	107,26	4,1	850,86	-							
2	78,30	4,30	54,80	11,50	-	-	-19,28	-	102,83	-	108,11	3,5	857,62	-							
3	80,60	3,80	54,20	11,70	-	-	-25,02	-	103,64	-	108,97	3,0	864,38	-							
4	83,10	3,50	53,60	12,10	-	-	-31,14	-	104,58	-	109,95	2,5	872,16	-							
2002	318,00	4,01	218,00	11,49	33,74	66,26	-88,98	-	-	100,00	108,57	3,3	3445,02	109,77							
1	85,50	3,40	53,20	12,50	-	-	-48,13	-	-	100,97	109,62	2,2	869,57	-							
2	88,20	3,10	52,70	13,00	-	-	-59,40	-	-	101,50	110,21	1,9	874,20	-							
3	90,80	2,80	52,10	13,80	-	-	-70,77	-	-	101,88	110,61	1,5	877,43	-							
4	93,50	2,70	52,00	14,70	-	-	-80,25	-	-	102,90	111,72	1,6	886,25	-							
2003	358,00	2,99	210,00	13,49	27,43	72,57	-258,55	-	-	-	110,54	1,8	3507,45	111,31							

Konsum und Investitionen

	Konsum						Investitionen											
	Laspeyres-Mengenindex			Verk. Lasp.-Index ¹⁾			nachrichtlich:			Laspeyres-Mengenindex			Verk. Lasp.-Index ¹⁾			nachrichtlich:		
	2000	2001	2002	2000	Änderung in % gegen Vorjahr	Verkettete Volumina ²⁾ (Referenz- jahr 2000)	2000	2001	2002	2000	2001	2002	2000	Änderung in % gegen Vorjahr	Verkettete Volumina ²⁾ (Referenz- jahr 2000)	2000	2001	2002
2000	100,00	-	-	100,00	-	1757,00	100,00	-	-	100,00	-	-	100,00	-	1416,00	100,00	-	-
1	107,41	-	-	107,41	-	471,80	-	-	-	97,63	-	-	97,63	-	345,60	-	-	-
2	110,60	-	-	110,60	-	485,80	-	-	-	96,78	-	-	96,78	-	342,60	-	-	-
3	113,94	-	-	113,94	-	500,50	-	-	-	95,76	-	-	95,76	-	339,00	-	-	-
4	117,45	-	-	117,45	-	515,90	-	-	-	94,58	-	-	94,58	-	334,80	-	-	-
2001	-	100,00	-	112,35	12,4	1974,00	78,73	-	100,00	-	96,19	-3,8	1362,00	149,85				
1	-	107,80	-	121,12	12,8	532,00	-	-	-	97,62	-	-	93,90	-3,8	332,40	-	-	-
2	-	111,06	-	124,78	12,8	548,10	-	-	-	96,56	-	-	92,88	-4,0	328,80	-	-	-
3	-	114,33	-	128,45	12,7	564,20	-	-	-	95,51	-	-	91,86	-4,1	325,20	-	-	-
4	-	117,87	-	132,43	12,8	581,70	-	-	-	94,45	-	-	90,85	-3,9	321,60	-	-	-
2002	-	-	100,00	126,69	12,8	2226,00	57,31	-	-	100,00	92,37	-4,0	1308,00	191,57				
1	-	-	107,55	136,25	12,5	598,50	-	-	-	97,61	-	-	90,17	-4,0	319,20	-	-	-
2	-	-	110,94	140,56	12,6	617,40	-	-	-	96,70	-	-	89,32	-3,8	316,20	-	-	-
3	-	-	114,21	144,70	12,7	635,60	-	-	-	95,60	-	-	88,31	-3,9	312,60	-	-	-
4	-	-	117,61	149,00	12,5	654,50	-	-	-	95,41	-	-	88,14	-3,0	312,00	-	-	-
2003	-	-	-	142,63	12,6	2506,00	42,73	-	-	-	88,98	-3,7	1260,00	224,88				

1) Jahresdurchschnittliche Angaben: Arithmetisches Mittel der Vierteljahreswerte. - 2) Jahresangaben: Summe der Vierteljahreswerte. Im Rechengang wurden zum Teil mehr als die hier dargestellten zwei Nachkommastellen verwendet.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Die neue Aggregationstechnik verketteter Volumenreihen mit jährlich wechselnden Gewichtsstrukturen ist im Vergleich zur bisherigen einfachen Addition mit deutlichem Mehraufwand verbunden und kann bei ungeübten Statistiktutzern zu Rechenfehlern – und im Zusammenhang damit – auch zu Analysefehlern führen. Die Deutsche Bundesbank hat deshalb ein Excel-Makro entwickelt (KIX), das eine schnelle und sichere Aggregation (sowie die Berechnung von Wachstumsbeiträgen) ermöglicht.⁷ Die in diesem Aufsatz präsentierten Aggregations-Formeln liegen diesem Makro implizit zugrunde.

Literatur

- Bloem, A.M., R.J. Dippelsman und N. Maehle (2001), *Quarterly National Accounts Manual*, International Monetary Fund, Washington DC.
- Braakmann, A. et al. (2005), »Revision der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen 2005 für den Zeitraum 1991 bis 2004«, *Wirtschaft und Statistik* (5), 425–462.
- Havel, U. und F. Kassberger (2004), »Einführung der Vorjahrespreisbasis und Verkettung in der österreichischen VGR«, *Statistik Austria, Statistische Nachrichten* (8), 790–794.
- Nierhaus, W. (2004a), »Wirtschaftswachstum in den VGR: Zur Einführung der Vorjahrespreisbasis in der deutschen Statistik«, *ifo Schnelldienst* 57(5), 28–34.
- Nierhaus, W. (2004b), »Zur Einführung der Vorjahrespreisbasis in der deutschen Statistik – Besonderheiten der Quartalsrechnung«, *ifo Schnelldienst* 57(15), 14–21.
- Nierhaus, W. (2005a), »Zur Einführung der Vorjahrespreisbasis in der deutschen Statistik – Konsequenzen für die Konjunkturanalyse«, *ifo Schnelldienst* 58 (5), 19–27.
- Nierhaus, W. (2005b), »Vorjahrespreisbasis und Chain-Linking in den VGR: Das Wichtigste der neuen Volumenrechnung«, *ifo Schnelldienst* 58(15), 29–35.
- Parker, R.P. und E.P. Seskin (1995), »Preview of the Comprehensive Revision of the National Income and Product Accounts«, *Survey of Current Business*, Oktober.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2005), *Jahresgutachten 2005/2006*, Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2005), »Revision der Deutschen VGR 2005«, Informationsmaterialien zur Pressekonferenz am 24. Mai 2005, Wiesbaden.
- Tödter, K.-H. (2005), *Umstellung der deutschen VGR auf Vorjahrespreisbasis; Konzept und Konsequenzen für die aktuelle Wirtschaftsanalyse sowie die ökonometrische Modellierung*, Deutsche Bundesbank, Reihe 1: Volkswirtschaftliche Studien Nr. 31/2005, Frankfurt.

⁷ Das Makro kann von der Deutschen Bundesbank auf Anfrage zur Verfügung gestellt sowie unter Akzeptanz und Einhaltung der maßgeblichen Überlassungsbedingungen genutzt werden.

Zur gesamtwirtschaftlichen Preisentwicklung

Der Preisindex des Bruttoinlandsprodukts (BIP-Deflator) ist einer der wichtigsten Inflationsindikatoren im Rahmen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR). Der folgende Beitrag zeigt, wie der BIP-Deflator nach der Umstellung der deutschen VGR auf Vorjahrespreisbasis¹ berechnet wird und wie die aktuellen Ergebnisse zu interpretieren sind.

Der BIP-Deflator misst die Preisentwicklung der gesamten von der inländischen Wirtschaft erbrachten Produktionsleistung (vgl. Bartels 1963; Statistisches Bundesamt 2005, TZ. 3.3.1). Im Unterschied zu anderen gesamtwirtschaftlichen Preisindizes der VGR, die im Jahr 2005 mit gleichen Raten (Konsum) oder sogar beschleunigt (inländische Verwendung, letzte Verwendung, Importe) gestiegen waren, erhöhte sich der Preisindex des BIP nur um 0,4% (vgl. Tab. 1). Dieses Ergebnis ist auch überraschend im Vergleich zu den Resultaten der amtlichen Preisstatistik. So stieg der Verbraucherpreisindex im Jahr 2005 um 2,0%, der Erzeugerpreisindex sogar um 4,6%.

Der BIP-Deflator wird in den deutschen VGR nicht originär ermittelt, sondern implizit aus der Relation des BIP in jeweiligen Preisen (nominales BIP) und dem realen, d.h. preisbereinigten BIP. Von der *Entstehungsseite* her ist das BIP als Differenz der beiden Güterströme *Produktionswert* (Gesamtheit aller im Inland produzierten Waren und Dienstleistungen) und *Vorleistungen* (einschließlich einge-

führter Güter) definiert, von der Verwendungsseite als Differenz der beiden Güterströme *letzte Verwendung* (Konsum, Bruttoinvestitionen und Exporte) und *Importe*. Als Saldogröße hat das BIP keine eigene Gütermengenstruktur; es kann daher nicht unmittelbar in eine Mengen- (Volumen-) und in eine Preiskomponente aufgeteilt werden. Die Berechnung des realen BIP erfolgt deshalb durch getrennte Deflationierung von Produktionswert und Vorleistungen bzw. von letzter Verwendung und Importen (vereinfacht wird im Folgenden allein auf die Verwendungsseite abgestellt).

Zur Ermittlung des realen BIP werden zunächst die nominalen Werte von letzter Verwendung bzw. Einfuhr mit Preisindizes deflationiert, die seit der VGR-Revision auf den Jahresdurchschnitt des Vorjahres normiert sind. Anschließend wird aus den beiden so errechneten realen Größen die Differenz gebildet. Im Ergebnis erhält man das reale BIP als eine Sequenz von Salden (in Preisen des jeweiligen Vorjahres) bzw. von (auf das jeweilige Vorjahr basierten) Messzahlen. Durch Verkettung (»Chain-Linking«) dieser Messzahlen ergeben sich vergleichbare Volumina in Form eines Kettenindex. Als Indextyp für die Volumenmessung wird in der amtlichen deutschen Statistik entsprechend den europäischen Regelungen wie bisher die Laspeyres-Formel verwendet; die Darstellung des Kettenindex ist derzeit auf das Referenzjahr 2000 bezogen. Der implizite Preisindex des BIP errechnet sich durch Division der zu Messziffern (2000 = 100) transformierten Reihe des nominalen BIP durch den Kettenindex. Alternativ kann der BIP-Deflator wie bisher di-

Tab. 1
Zur Preisentwicklung des Bruttoinlandsprodukts und seiner Komponenten
Veränderung gegenüber dem Vorjahr in %

	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Konsum	0,7	1,7	1,3	1,3	1,3	1,3
Bruttoinvestitionen	1,6	-0,5	-1,2	-1,5	-0,7	-0,2
Inländische Verwendung	0,9	1,3	0,8	0,8	0,9	1,0
Exporte	2,5	0,4	-0,2	-1,5	-0,2	0,6
Letzte Verwendung	1,3	1,0	0,6	0,2	0,6	0,9
Importe	7,7	0,5	-2,2	-2,5	0,0	2,3
Bruttoinlandsprodukt	-0,7	1,2	1,4	1,0	0,8	0,4

Quelle: Statistisches Bundesamt; Berechnungen des ifo Instituts.

¹ Die Vorjahrespreisbasis ersetzt die bisherige Berechnung des realen BIP in Preisen eines festen Preisbasisjahres (zuletzt 1995). Eine vergleichende Darstellung der beiden Methoden findet sich bei Nierhaus (2004).

Kasten**Deflatoren auf Vorjahrespreisbasis**

In der amtlichen deutschen Statistik wird bei der neuen Volumenrechnung auf Vorjahrespreisbasis entsprechend den europäischen Regelungen die *Laspeyres-Formel* verwendet. Dies impliziert eine Preismessung nach *Paasche*. Für die *kurzfristige* jährliche Änderung des Preisniveaus einer beliebigen BIP-Komponente gilt damit:

$$P_P(t,t-1) = \sum_i P(i,t) Q(i,t) / \sum_i P(i,t-1) Q(i,t)$$

Der *Paasche-Preisindex* P_P zeigt die jahresdurchschnittliche Preisänderung, gemessen an der Gütergesamtheit des Berichtsjahrs t .¹ Durch Verkettung („Chain-Linking“) der jährlichen Messziffern $P_P(t,t-1)$ erhält man einen *Paasche-Kettenindex* $KP_P(t,0)$, der die *längerfristige* Änderung des Preisniveaus im Zeitintervall $[0,t]$ zeigt:

$$KP_P(t,0) = \prod_{k=1,\dots,t} P_P(k,k-1) \times 100 = KP_P(t-1,0) \times P_P(t,t-1)$$

Der erste Wert der Kette $KP_P(0,0)$ im sog. *Referenzjahr* 0 wird gleich 100 gesetzt. Anders als bei den Deflatoren im bisherigen Festpreissystem zeigen die Preismessziffern $P_P(t,t-1)$ *unverzerrt* die Preisänderung gegenüber dem Vorjahr an. Dagegen sind die Preisänderungen gegenüber dem Referenzjahr 0, die durch den Kettenindex $KP_P(t,0)$ gemessen werden, *verzerrt*, weil sie auch durch Mengenbewegungen beeinflusst werden, was die Vergleichbarkeit beeinträchtigt. Der Index $KP_P(t,0)$ darf auch nicht als Ausgabenverhältnis oder als Mittelwert von Preismesszahlen interpretiert werden.

Rechentechnisch werden Deflatoren in den VGR implizit ermittelt als Quotient der nominalen Werte der Periode t und der verketteten Volumengrößen in derselben Periode.

¹ Mit $Q(i,t)$ wird hier die im Jahr t umgesetzte Menge eines Gutes i ($i = 1, 2, \dots, n$) bezeichnet, mit $P(i,t)$ der dazugehörige Produktpreis.

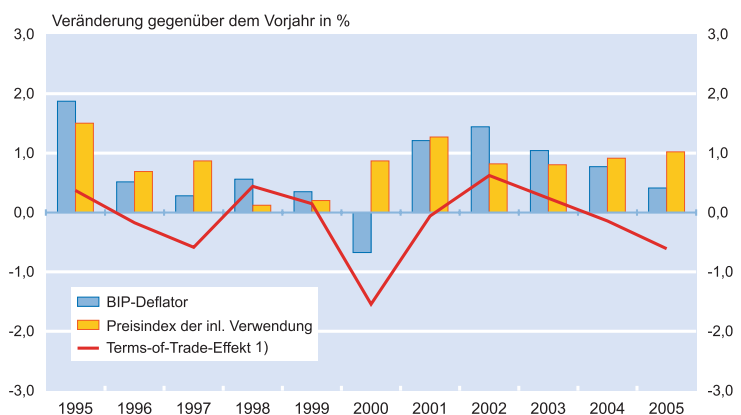
rekt aus dem Verhältnis von nominalem zu realem BIP gewonnen werden, sofern die Indexwerte in verkettete Volumenwerte (zum Referenzjahr 2000) umgewandelt worden sind.²

Aufgrund des angewendeten Rechenverfahrens ist der BIP-Deflator jedoch kein gewogener Mittelwert aus den Preisindizes der letzten Verwendung und der Importe. Zwar ähnelt der BIP-Deflator einem *harmonischen Mittel* aus den beiden Preisindizes, jedoch gehen die Importe mit negativem Vorzeichen in die Indexformel ein.³ Dies hat zur Folge, dass die Werte des BIP-Deflatoren im Allgemeinen außerhalb des Wertebereichs des Preisindex der letzten Verwendung und des Preisindex der Importe liegen. Das Gleiche gilt für die Veränderungsraten der beiden Indizes. Signifikant voneinander abweichende Ergebnisse gibt es erfahrungsgemäß immer dann, wenn es zu kräftigen Preisbewegungen bei den Importen gekom-

men ist. Genau dies war auch im Jahr 2005 der Fall: So hatte sich die Einfuhr (Waren und Dienstleistungen) durch den Höhenflug der Rohölpreise um 2,3% deutlich verteuert. Da die Exportpreise gleichzeitig jedoch nur um 0,6% gestiegen waren, verschlechterten sich die Terms of Trade um 1,6%.

Steigen die Importpreise stärker als die Exportpreise, so muss mehr exportiert werden, um die gleichen Gütermengen wie bisher zu importieren. Bei unverändertem Produktionsvolumen können deshalb weniger Güter im Inland konsumiert oder investiert werden. Parallel dazu sinkt das inländische Realeinkommen über höhere *Inlandspreise* und/oder niedrigere *Stückgewinne* (*Terms-of-Trade-Effekt*

BIP-Deflator, Preisindex der inländischen Verwendung und Terms-of-Trade-Effekt



1) Differenz zwischen der Veränderung des BIP-Deflatoren und der Veränderung des Preisindex der inländischen Verwendung (in Prozentpunkten).

Quelle: Statistisches Bundesamt, Berechnungen des ifo Instituts.

² Verkettete Volumenangaben für das BIP erhält man durch Multiplikation des BIP-Kettenindex mit dem nominalen Jahreswert für das Referenzjahr 2000 (vgl. Niehaus 2005).

³ Das nominale Bruttoinlandsprodukt BIP entspricht der Differenz von nominaler letzter Verwendung LV und nominalen Importen IM: $BIP = LV - IM$. Das reale Bruttoinlandsprodukt BIP_R (verketteter Volumenwert) ist (bis auf ein allfälliges Residuum) gleich der Differenz der realen Größen:

$BIP_R \approx LV/p_{LV} - IM/p_{IM}$, mit p_{LV} : Preisindex der letzten Verwendung und p_{IM} : Preisindex der Importe. Dann errechnet sich der BIP-Deflator p_{BIP} aus der Relation von nominalem und realem Bruttoinlandsprodukt:

$p_{BIP} = BIP/BIP_R \approx (LV - IM)/(LV/p_{LV} - IM/p_{IM})$, was einem harmonischen Mittel der beiden Preisindizes p_{LV} und p_{IM} mit den Gewichten LV/BIP und $-IM/BIP$ entspricht.

fekt⁴; vgl. Abbildung). In welchem Ausmaß die inländischen Preise reagieren, wird durch den Preisindex der inländischen Verwendung (und im Detail durch die Preisindizes der Komponenten Konsum und Bruttoinvestitionen) indiziert. Wie stark die Stückgewinne in Mitleidenschaft gezogen werden, wird durch den Preisindex des Bruttoinlandsprodukts erfasst. Denn »verteilungsseitig« lässt sich der BIP-Deflator in die beiden Hauptkomponenten *Arbeitnehmerentgelte* je Einheit reales BIP sowie *Betriebsüberschüsse und Selbstständigeneinkommen* je Einheit reales BIP zerlegen. Hinzuzurechnen sind die *Nettoproduktionsabgaben* (Produktions- und Importabgaben abzgl. Subventionen, die überwiegend Bestandteil der staatlichen und damit gesamtwirtschaftlichen Primäreinkommen sind, sowie die kalkulatorischen *Abschreibungen*, die die produktionsbedingte Wertminderung des Sachkapitals erfassen.⁵ In der Veränderungsrate des BIP-Deflators sind alle Komponenten als gewogener Durchschnitt enthalten. Ohne Berücksichtigung der Abschreibungen und der Nettoproduktionsabgaben können die Gewichte mit den Quoten der funktionalen Einkommensverteilung (Lohn- bzw. Gewinnquote) gleichgesetzt werden.

Die Entwicklung der Kosten- und Gewinnkomponenten ist allerdings nicht kausal voneinander unabhängig: So kann eine Erhöhung der Löhne je Produkteinheit bei entsprechend eingeschränktem Spielraum der Unternehmen für Preisüberwälzungen zu einem Minderanstieg bzw. sogar zu einem absoluten Rückgang der Stückgewinne führen. In die gleiche Richtung würde die Anhebung von Produktionsabgaben bzw. die Kürzung von Subventionen wirken, sofern auch sie nicht durch entsprechende Preisänderungen ausgeglichen werden.

Die Analyse der Verteilungsseite zeigt, dass der unterdurchschnittliche Anstieg des BIP-Deflators im vergangenen Jahr primär auf die Entwicklung der Arbeitnehmerentgelte⁶ zu-

rückgeführt werden kann. Diese sind – je Einheit reales BIP gerechnet – merklich gesunken; im Jahresdurchschnitt lag ihr Inflationsbeitrag bei – 0,7 Prozentpunkten (vgl. Tab. 2). So fielen die Tarifierhebungen vor dem Hintergrund kräftig sinkender Beschäftigung sehr gering aus; der vom Statistischen Bundesamt veröffentlichte Index der Tarifverdienste zeigt für 2005 die geringsten Gehalts- und Lohnsteigerungen seit der erstmaligen Berechnung des Indexes für Gesamtdeutschland im Jahr 1995 (vgl. Statistisches Bundesamt 2006). Zusätzlich dämpfte die Verschiebung hin zu mehr Teilzeitarbeit und Niedriglöhnen. Außerdem sind zur Jahresmitte die Arbeitgeberbeiträge zur Krankenversicherung gesenkt worden. Dagegen sind die Betriebsüberschüsse (einschließlich der Selbstständigeneinkommen), die sich im Einkommenskreislauf als Residualgröße ergeben⁷, erneut deutlich schneller gestiegen als das reale BIP. Allerdings hat sich hier die Entwicklung in der zweiten Jahreshälfte merklich abgeschwächt. Saison- und arbeitstäglich bereinigt ist der BIP-Deflator im dritten Quartal 2005 sogar um 0,2% gesunken. Den Unternehmen ist es nicht mehr gelungen, ölpreisbedingte Kostensteigerungen in vollem Umfang an die Endverbraucher weiterzureichen; die Gewinnmargen wurden gedrückt. In der Jahresdurchschnittsbeurteilung reduzierte sich der Inflationsbeitrag der Stückgewinne von 1,5 Prozentpunkten (2004) auf einen Prozentpunkt (2005). Die übrigen beiden »Preiskomponenten« Nettoproduktionsabgaben bzw. Abschreibungsbedarf (je Ein-

⁶ Im Inland entstandene Bruttolöhne und -gehälter zuzüglich Sozialbeiträge der Arbeitgeber (Inland).

⁷ Dies liegt u.a. daran, dass es in Deutschland keine umfassende Bilanzstatistik für Nichtfinanzielle Kapitalgesellschaften gibt (vgl. Statistisches Bundesamt 2000, 24).

⁴ Der Terms-of-Trade-bedingte Realeinkommenstransfer der deutschen Wirtschaft an die übrige Welt betrug im abgelaufenen Jahr 0,6 Prozentpunkte. Als Maß für die Änderung des inländischen Realeinkommens aufgrund einer Änderung der Terms of Trade (Terms-of-Trade-Effekt) wird hier die Differenz zwischen der Veränderungsrate des realen BIP und der Veränderungsrate des *Realwerts des BIP* herangezogen (nominales BIP deflationiert mit dem Preisindex für die inländische Verwendung). Zum Terms-of-Trade-Effekt vgl. Nierhaus (2000).

⁵ Von der Verteilungsseite ist das nominale BIP definiert als Summe aus Arbeitnehmerentgelten L, Betriebsüberschüssen und Selbstständigeneinkommen G; Abschreibungen A und den Nettoproduktionsabgaben S: $BIP = L + G + A + S$. Damit lässt sich der BIP-Deflator p_{BIP} wie folgt darstellen: $p_{BIP} = BIP/BIP_R = L/BIP_R + G/BIP_R + A/BIP_R + S/BIP_R$, mit L/BIP_R : Lohnstückkosten, G/BIP_R : Stückgewinne; A/BIP_R : Abschreibungen je Einheit reales BIP, S/BIP_R : Saldo aus Produktions- bzw. Importabgaben und Subventionen je Einheit reales BIP, BIP_R : reales BIP (verketteter Volumenwert).

Tab. 2
Komponentenzerlegung des BIP-Deflators
Veränderung gegenüber dem Vorjahr in Prozentpunkten

	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Bruttoinlandsprodukt^{a)}	- 0,7	1,2	1,4	1,0	0,8	0,4
Arbeitnehmerentgelte^{b)c)}	0,3	0,3	0,3	0,2	- 0,7	- 0,7
Betriebsüberschüsse u. Selbstständigeneinkommen^{b)}	- 1,0	0,7	0,8	0,5	1,5	1,0
Nettoproduktionsabgaben^{b)d)}	0,0	0,0	0,1	0,3	0,0	0,2
Abschreibungen^{b)}	0,1	0,2	0,2	0,0	0,0	- 0,1

a) Veränderung gegenüber dem Vorjahr in %. – b) Je Einheit reales Bruttoinlandsprodukt (verketteter Volumenwert). – c) Bruttolöhne und -gehälter im Inland zuzüglich Sozialbeiträge der Arbeitgeber. – d) Produktions- und Importabgaben abzüglich Subventionen. – Abweichungen in den Summen durch Runden der Zahlen.

Quelle: Statistisches Bundesamt; Berechnungen des ifo Instituts.

heit reales BIP) waren im vergangenen Jahr in unterschiedlicher Richtung preiswirksam; zusammengenommen trugen sie nur wenig zum Anstieg des BIP-Deflators bei.

Fazit

Obwohl der Preisindex des BIP aus den Preisindizes der BIP-Komponenten berechnet werden kann, zeigt er – anders als z.B. der Deflator der letzten Verwendung oder der Deflator der inländischen Verwendung – nicht die Preisentwicklung eines gesamtwirtschaftlichen Güterbündels. Der BIP-Deflator ist vielmehr ein generelles Maß für die Preisentwicklung der von den inländischen Produktionsfaktoren (Arbeit, Kapital und Unternehmertum) erbrachten wirtschaftlichen Leistungen. Mit seiner Hilfe kann gezeigt werden, inwieweit sich die jährliche Veränderung des nominalen Bruttoinlandsprodukts aus einer Mengen- (Volumens-) bzw. aus einer Preisänderung ergibt. Zieht man den BIP-Deflator zur Messung der Geldwertänderung heran, so ist zu beachten, dass steigende (sinkende) Importpreise – sofern sie nicht in den Preisen entsprechend weitergegeben werden – den BIP-Deflator senken (erhöhen).

In Deutschland hat sich die im Inland erbrachte wirtschaftliche Leistung im Jahr 2005 lediglich um 0,4% verteuert; niedrigere Werte sind zuletzt für die Jahre 1999 und 2000 registriert worden (im Jahr 2000 war der BIP-Deflator aufgrund abnehmender Stückgewinne sogar gesunken). Maßgeblich für die außerordentlich moderate Preisentwicklung war, dass – je Einheit reales BIP gerechnet – die Arbeitsentgelte der im Inland Beschäftigten rückläufig gewesen sind und dass die Betriebsüberschüsse ölpreisbedingt nicht mehr so kräftig wie im Jahr 2004 zugenommen haben. Bei Fortbestand dieser Tendenzen dürfte der BIP-Deflator im laufenden Jahr abermals nur sehr schwach steigen (vgl. Flaig et al. 2005).

Literatur

- Bartels, H. (1963), »Preisindices in der Sozialproduktberechnung«, in: *Wirtschaft und Statistik* (1), 15–18.
- Flaig, G. et al. (2005), »ifo Konjunkturprognose 2006: Deutsche Wirtschaft im Aufschwung«, *ifo Schnelldienst* 58(15), 18–54.
- Nierhaus, W. (2000), »Realeinkommen im neuen Europäischen System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen«, *ifo Schnelldienst* 53(4), 7–13.
- Nierhaus, W. (2004), »Wirtschaftswachstum in den VGR: Zur Einführung der Vorjahrespreisbasis in der deutschen Statistik«, *ifo Schnelldienst* 57(5), 28–34.
- Nierhaus, W. (2005), »Vorjahrespreisbasis und Chain-Linking in den VGR: Das Wichtigste der neuen Volumenrechnung«, *ifo Schnelldienst* 58(15), 29–35.
- Statistisches Bundesamt (2000), Fachserie 18, Reihe S.22., *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Inlandsprodukt nach ESVG 1995, Methoden und Grundlagen*, Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2005), Fachserie 18, Reihe 1.4., *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Inlandsproduktberechnung, Detaillierte Jahresergebnisse*, Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2006), »Jahr 2005: Geringster Anstieg der Tarifverdienste seit 1995«, Pressemitteilung vom 27. Januar.

Harmonisierte Verbraucherpreisindizes – zur Inflationsmessung in Europa

Wolfgang Nierhaus

Mit Verbraucherpreisindizes (VPI) wird die Preisentwicklung von Waren und Dienstleistungen, die von privaten Haushalten erworben werden, gemessen. Der vorliegende Beitrag geht auf die Methodik der Harmonisierten Verbraucherpreisindizes (HVPI) der Europäischen Gemeinschaft ein.

Bei den Harmonisierten Verbraucherpreisindizes handelt es sich um einen Satz von monatlichen Verbraucherpreisindizes, die von den nationalen statistischen Ämtern und von Eurostat, dem Statistischen Amt der Europäischen Gemeinschaft, seit Januar 1997 nach einem *Harmonisierten* Ansatz und einheitlichen Definitionen berechnet werden. Dazu gehören die folgenden Schlüsselindizes:

- Die nationalen Harmonisierten Verbraucherpreisindizes (HVPI).
- Der Verbraucherpreisindex der Europäischen Währungsunion (VPI-EWU). Bis Dezember 2000 wurde der VPI-EWU für elf Mitgliedsländer berechnet, ab Januar 2001 für zwölf Mitgliedsländer.
- Der Europäische Verbraucherpreisindex (EVPI). Bis April 2004 erfasste der EVPI 15 Mitgliedstaaten, seit Mai 2004 sind es 25 Mitgliedstaaten.
- Der Verbraucherpreisindex des Europäischen Wirtschaftsraums (VPI-EWR).¹

Der deutsche HVPI wird monatlich vom Statistischen Bundesamt für Eurostat ermittelt. Der VPI-EWU, der EVPI und der VPI-EWR werden von Eurostat anhand der von den Mitgliedstaaten erstellten nationalen Statistiken über Preisänderungen und Wägungsschemata berechnet. Harmonisierte Verbraucherpreisindizes waren in den neunziger Jahren entwickelt worden, um die Konvergenz der Preisentwicklung beurteilen zu können. Das Preiskriterium war zusammen mit den übrigen monetären und fiskalischen Kriterien (Zinsen, Wechselkurse, Staatsdefizite, Staatsschuldenstand) eine wichtige Entschei-

dungshilfe für die Aufnahme der einzelnen EU-Mitgliedstaaten zur Währungsunion.²

Die HVPI wurden in den vergangenen Jahren ständig fortentwickelt und weiter harmonisiert, wobei die größten Fortschritte in den Jahren 2000 und 2001 erzielt wurden. Damals wurden z.B. die Komponenten Gesundheitspflege, Erziehung und Unterricht sowie Sozialschutz in den harmonisierten Index einbezogen. Heute gibt es HVPI's für 29 europäische Länder (nämlich die EU-Mitgliedstaaten, Bulgarien, Rumänien, Island und Norwegen) sowie die Türkei. Zudem veröffentlicht Eurostat für den Euroraum eine monatliche HVPI-Vorausschätzung auf der Basis vorläufiger Ergebnisse von Deutschland, Spanien und Italien, den nationalen VPI-Daten von Belgien sowie unter Berücksichtigung bereits vorhandener Energiepreisdaten (vgl. Europäische Zentralbank 2005).

Die Entwicklung des HVPI war deshalb erforderlich, weil sich die nationalen Verbraucherpreisindizes (VPI) in vielfältiger Weise unterscheiden. Die Unterschiede sind zum einen historisch bedingt, zum anderen spiegeln sich in ihnen unterschiedliche gesellschaftliche Rahmenbedingungen oder Strukturen der statistischen Systeme wider. Auch sind die Ziele der nationalen VPI oft weiter gefasst als die des HVPI. Während der HVPI primär das Ziel »Inflationsmessung« verfolgt, können die nationalen Verbraucherpreisindizes zusätzlich z.B. als »Kompensationsmaßstab« für Wertsicherungsklauseln dienen oder auch als Deflatoren für nominale Aggregate im Rahmen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (z.B. für die Berechnung des Wirtschaftswachstums). Auch die Erfassungsbereiche sind im Allgemeinen un-

¹ Länder des Euroraums: Belgien, Deutschland, Griechenland, Spanien, Frankreich, Irland, Italien, Luxemburg, Niederlande, Österreich, Portugal, Finnland. EU-Länder: die Länder des Euroraums sowie Dänemark, Schweden, das Vereinigte Königreich sowie die 2004 neu beigetretenen Länder Estland, Lettland, Litauen, Malta, Polen, Slowakische Republik, Slowenien, Tschechische Republik, Ungarn und Zypern. Länder des Europäischen Wirtschaftsraums: die EU-Länder sowie Island und Norwegen.

² Nach dem Maastricht-Vertrag bestand eines der Qualifikationskriterien, durch die sich Länder für die Euro-Einführung qualifizieren konnten, darin, dass die jährliche Inflationsrate um nicht mehr als 1,5 Prozentpunkte über der Rate der drei preisstabilsten Länder liegen darf.

Kasten HVPI

Gemäß Eurostat ist der Harmonisierte Verbraucherpreisindex HVPI ein *Laspeyres'scher Kettenindex* mit jährlich wechselnder Gewichtung. Für einen beliebigen Monat m im Berichtsjahr t (zum Index-Referenzzeitraum B) wird er nach folgender »Makroformel« berechnet:

$$HVPI_{m/t} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^{m/t} q_i^{t-j}}{\sum_{i=1}^n p_i^{12/t-1} q_i^{t-j}} \times \frac{\sum_{i=1}^n p_i^{12/t-1} q_i^{t-j-1}}{\sum_{i=1}^n p_i^{12/t-2} q_i^{t-j-1}} \times \dots \times \frac{\sum_{i=1}^n p_i^{12/B} q_i^B}{\sum_{i=1}^n p_i^B q_i^B}$$

wobei $p_i^{m/t}$ den Preis und q_i^{t-j} die Verbrauchsmenge von Gut i (aus dem Jahr $t-j$) bezeichnet (vgl. Eurostat 2001, 190).

Unter der Annahme konstanter Verbrauchsmengen $q_i^{t-j} = q_i^{t-j-1} = \dots = q_i^B$ kürzen sich die Dezemberausdrücke in der Formel heraus, und der HVPI geht in einen Laspeyres-Index mit fester Basis über:

$$HVPI_{m/t} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^{m/t} q_i^B}{\sum_{i=1}^n p_i^B q_i^B}$$

Beim HVPI wird die Verkettung demnach nur wirksam, wenn sich die Gewichte im Zeitablauf ändern. Ist dies der Fall, so wird die Vorjahresrate – anders als etwa beim deutschen Festbasis-VPI – durch zwei unterschiedliche Warenkorbgewichte beeinflusst:

$$\left(\frac{HVPI_{m/t}}{HVPI_{m/t-1}} - 1 \right) \times 100 = \left(\frac{\sum_{i=1}^n p_i^{m/t} q_i^{t-j}}{\sum_{i=1}^n p_i^{m/t-1} q_i^{t-j-1}} / \frac{\sum_{i=1}^n p_i^{12/t-1} q_i^{t-j}}{\sum_{i=1}^n p_i^{12/t-1} q_i^{t-j-1}} - 1 \right) \times 100$$

einheitlich. Die Erfassungsbereiche des deutschen VPI und des deutschen HVPI unterscheiden sich z.B. im Wesentlichen durch die Berücksichtigung des vom Eigentümer selbst genutzten Wohneigentums sowie der Kraftfahrzeugsteuer im deutschen VPI. Wegen technischer und konzeptioneller Schwierigkeiten konnten bislang europaweit die Ausgaben für selbst genutztes Wohneigentum in den HVPI nicht einbezogen werden, obwohl diese (und damit auch die Kosten für die Mietwohnung) in den einzelnen Mitgliedsländern erheblich voneinander abweichen.

Anders als z.B. der vom amerikanischen Bureau of Labor Statistics (BLS) berechnete monatliche *Consumer Price Index* (CPI), der als »Lebenshaltungskostenindex« (»*cost-of-living Index*«)³ konzipiert ist, ist der HVPI primär als »reiner Preisindex« angelegt (vgl. Astin 2002; Greenlees 2001). Alle nationalen HVPI werden demzufolge nach dem Inlands-konzept berechnet, d.h. es werden lediglich Ausgaben erfasst, die im Inland von Inländern und Ausländern getätigt werden. Ausgaben von Gebietsansässigen im Ausland bleiben beim HVPI unberücksichtigt.

³ Definiert man den Begriff »Lebenshaltungskosten« als Aufwand zur Erzielung eines bestimmten Lebensstandards (Nutzen), so vergleicht ein Lebenshaltungskostenindex (»ökonomischer Preisindex«) die bei alternativen Preissituationen jeweils kostenminimalen Ausgaben. Beim ökonomischen Preisindex wird nicht ein *Warenkorb* zwischen Basis- und Berichtsperiode konstant gehalten, sondern das *Nutzenniveau* eines Konsumenten (»*constant utility index*«). Gemessen wird ein Ausgabenverhältnis, das nicht nur durch die Veränderung von Preisen, sondern auch durch die Substitution von teurer gewordenen Gütern durch billiger gewordene Produkte im Zeitablauf bestimmt wird. Ökonomische Preisindizes können nur bei Kenntnis der Präferenzordnung des Konsumenten (Nutzenfunktion) ermittelt werden. Es lässt sich aber zeigen, dass Laspeyres-Preisindizes die *obere* Schranke, Paasche-Indizes die *untere* Schranke eines ökonomischen Preisindex bilden. Die Differenz zwischen einem Laspeyres-Index und einem ökonomischen Preisindex, der Substitutionsvorgängen explizit Rechnung tragen kann, wird als »substitutions bias« bezeichnet (vgl. Hill 1999).

Die Indexformel des HVPI

Der Harmonisierte Verbraucherpreisindex HVPI ist seiner Formel nach ein Index vom *Laspeyres-Typ*. Anders als beim deutschen Verbraucherpreisindex VPI ist jedoch die Möglichkeit einer jährlichen Aktualisierung des Wägungsschemas vorgesehen (*Kettenindex*). Als Bezugszeitraum für die jährliche Indexberechnung wird nicht ein Jahresdurchschnitt gewählt, sondern der Monat Dezember. Die Preisindizes werden jährlich verkettet; die Gewichtungsschemata werden dabei jeweils zum Januar des neuen Jahres umgestellt. Der Warenkorb des HVPI wird somit für jeweils nur

ein Jahr konstant gehalten, während bei Festbasispreisindizes die Mengenkomponente über einen längeren Zeitraum unverändert bleibt. Die verketteten HVPI wurden bis Ende 2005 auf den Jahresdurchschnitt 1996 bezogen; seither ist als *Index-Referenzzeitraum* das Jahr 2005 maßgeblich (vgl. Kasten HVPI).

Im Vergleich zu herkömmlichen Festbasisindizes, die Preisbewegungen anhand eines festen Wägungsschemas messen, besteht die Stärke eines Kettenindex in der größeren Aktualität der zugrunde liegenden Verbrauchsgewohnheiten. Ein verändertes Verbraucherverhalten kann frühzeitig in den Warenkorbgewichten berücksichtigt werden. Nachteilig ist hingegen, dass die Eigenschaft des reinen Preisvergleichs zumindest partiell verloren geht. Beim HVPI sind *im Vorjahresvergleich* die Ergebnisse nicht nur durch Preisfluktuationen, sondern auch durch Mengenbewegungen beeinflusst (vgl. Kasten HVPI). Im besonders konjunkturrelevanten *Vormonatsvergleich* spiegeln dagegen die HVPI-Ergebnisse (mit Ausnahme der Monatsrate von Dezember auf Januar des Folgejahres) die reine Preisentwicklung wider (vgl. Deutsche Bundesbank 1998).

Zur Ableitung des jeweils aktuellen Gewichtungsschemas wäre es im Prinzip notwendig, jährlich die Verbrauchsgewohnheiten der Konsumenten zu erheben.⁴ Bei einem Festbasisindex wie beim deutschen Verbraucherpreisindex VPI werden die Verbrauchsgewohnheiten dagegen nur im Fünfjahresrhythmus erfasst. Um den Mehraufwand für Länder, die national Festbasisindizes berechnen, in Grenzen zu halten und dennoch die Vergleichbarkeit der Harmonisierten Verbraucherpreisindizes zu gewährleisten, brauchen Länder mit Festbasisindex das Wägungsschema nicht jährlich neu berechnen, sondern können die in der Basisperiode beobachteten Verbrauchsausgaben anhand der aktuellen Preisentwicklung fortschreiben (*Preisaktualisierung*). Die gemeinsame Bezugsbasis der Gewichte ist in diesem Fall nur ihre Preiskomponente, die sich (mit Ausnahme der Preiskomponente für den Basiszeitraum) auf den jeweiligen *Dezember des Vorjahres* bezieht. Die jährliche Preisaktualisierung, die jeweils zum Januar vorgenommen wird, hat keine Auswirkung auf die Ergebnisse (vgl. Klees-Friedrich 2002; Statistisches Bundesamt 2004).

Die zur Berechnung der HVPI verwendeten Gewichte können sich auf einen Referenzzeitraum von bis zu sieben Jahren vor dem aktuellen Jahr beziehen. Alle Mitgliedstaaten sind allerdings verpflichtet, die Gewichte jährlich zu überprüfen und gegebenenfalls entsprechende Anpassungen vorzunehmen. Schließlich soll der HVPI schließlich in Bezug auf die Marktentwicklung aktuell bleiben. Neue Güter müssen

deshalb in den HVPI aufgenommen werden, sobald ihr Anteil ein Promille an den Gesamtausgaben der privaten Haushalte übersteigt (*neu signifikant gewordene Waren und Dienstleistungen*). Dies hat innerhalb von zwölf Monaten nach ihrer Ermittlung zu erfolgen.

Der VPI der Europäischen Währungsunion (VPI-EWU)

Der Verbraucherpreisindex der Europäischen Währungsunion VPI-EWU ist einer der wichtigsten Wirtschaftsindikatoren für den Euroraum. Er dient im Rahmen der geldpolitischen Strategie der Europäischen Zentralbank (EZB) als zentrales Instrument zur Überwachung der Preisstabilität im Euroraum. Diese ist vom EZB-Rat als mittelfristig beizubehaltende Steigerung des Harmonisierten Verbraucherpreisindex für das Euro-Währungsgebiet »von unter 2%« gegenüber dem Vorjahr definiert.

Der VPI-EWU wird als gewogenes Mittel der Harmonisierten Länder-VPI, die an der Europäischen Wirtschafts- und Währungsunion teilnehmen, ermittelt. Formal ist er ein *Laspèyres'scher Kettenindex*, bei dem sich die Ländergewichte jedes Jahr ändern können und der außerdem die Aufnahme weiterer Länder in die Eurozone erlaubt.⁵ Grundlage der Ländergewichte sind die Daten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen, die sich auf das Jahr beziehen, das zwei Kalenderjahre vor dem jeweiligen Berichtsjahr endet. Sie werden auf die Dezemberpreise des jeweiligen Vorjahres aktualisiert. Bei der Aggregation dienen als Ländergewichte die monetären Konsumausgaben der privaten Haushalte (nach ESVG 95; vgl. Europäische Kommission 2004). In nationalen Währungen ausgedrückte Ausgaben aus dem Jahr 1998 oder früher werden mit Hilfe der unwiderruflich festgelegten Euro-Umrechnungskurse umgerechnet.⁶

Mit der Veröffentlichung der Harmonisierten Verbraucherpreisindizes für den Januar 2006 wurden die HVPI-Indexniveaus von 1996 = 100 auf 2005 = 100 umbasiert und die Ländergewichte aktualisiert. Zeitgleich traten neue Rundungsverfahren in Kraft, um die Auswirkungen der Revision auf die historischen Daten möglichst gering zu halten. Die Indexniveaus für die Eurozone, die EU und den EWR werden nunmehr auf der Grundlage ungerundeter Daten der Mitgliedstaaten berechnet. Vom Beginn der Reihe an werden die Indexwerte auf zwei Dezimalstellen gerundet

⁴ Zu den Ländern, die national einen Kettenindex mit jährlicher Aktualisierung der Gewichte berechnen, zählen etwa Frankreich, Italien, Österreich, Schweden, das Vereinigte Königreich und Norwegen.

⁵ Wenn z.B. x weitere Länder der Währungsunion im Jahr t beitreten und sich dadurch die Teilnehmerzahl auf 12 + x erhöht, so wird im Dezember des vorhergehenden Jahres der VPI-EWU für die 12 + x Teilnehmerländer mit dem VPI-EWU für die bisherigen zwölf Teilnehmerländer verkettet.

⁶ Die Ländergewichte für den EVPI und den VPI-EWR werden aus dem Wert der Konsumausgaben der privaten Haushalte in Landeswährung, umgerechnet in Kaufkraftstandards (KKS), berechnet.

Kasten VPI-EWU

Der Verbraucherpreisindex der Europäischen Währungsunion (VPI-EWU) mit s ($=12$) Mitgliedsländern wird nach folgender Formel berechnet (vgl. Eurostat 2001, 203 ff.):

$${}_{EWU}VPI_{m/t} = \sum_{r=1}^s {}_r c_t \times \frac{{}_r HVPI_{m/t}}{{}_r HVPI_{12/t-1}} \times \sum_{r=1}^s {}_r c_{t-1} \times \frac{{}_r HVPI_{12/t-1}}{{}_r HVPI_{12/t-2}} \times \dots \times \sum_{r=1}^s {}_r c_B \times {}_r HVPI_{12/B}$$

Dabei stellen der Faktor ${}_r c_t$, das Ländergewicht, der Ausdruck ${}_r HVPI_{m/t}$ den Harmonisierten Verbraucherpreisindex eines Mitgliedlandes r und der Ausdruck ${}_{EWU}VPI_{m/t}$ den Verbraucherpreisindex der Europäischen Währungsunion im Monat m des Berichtsjahrs t dar. Äquivalent gilt die rekursive Formel:

$${}_{EWU}VPI_{m/t} = \sum_{r=1}^s {}_r c_t \times \frac{{}_r HVPI_{m/t}}{{}_r HVPI_{12/t-1}} \times {}_{EWU}VPI_{12/t-1}$$

Sofern die Dezemberwerte der Länder-HVPI's nicht allzu sehr um den VPI-EWU streuen (in diesem Fall ist ${}_r HVPI_{12/t} \approx {}_{EWU}VPI_{12/t}$), kann man dafür auch schreiben:

$${}_{EWU}VPI_{m/t} \approx \sum_{r=1}^s {}_r c_t \times {}_r HVPI_{m/t}$$

Der VPI-EWU lässt sich approximativ als ein mit aktuellen Konsumanteilen gewogenes Mittel der nationalen HVPI's darstellen.

Nimmt man ferner an, dass sich die Ländergewichte von Jahr zu Jahr nur wenig ändern, d.h. es gelte ${}_r c_t \approx {}_r c_{t-1}$, so errechnet sich der Inflationsbeitrag eines Mitgliedlandes r zum VPI-EWU (gemessen in Prozentpunkten) gemäß:

$${}_r c_t \times \left(\frac{{}_r HVPI_{m/t}}{{}_r HVPI_{m/t-1}} - 1 \right) \times \frac{{}_r HVPI_{m/t-1}}{{}_{EWU}VPI_{m/t-1}} \times 100 \quad \text{für } r = 1, \dots, s$$

veröffentlicht. Die Veränderungsrate wird auf der Grundlage der veröffentlichten Indexniveaus berechnet. Die Indexniveaus für die einzelnen Mitgliedstaaten werden je nach nationaler Praxis weiterhin entweder auf eine oder zwei Dezimalstellen gerundet veröffentlicht (acht Länder des Euroraums und neun weitere EU-Länder publizieren inzwischen HVPI-Indizes mit zwei Dezimalstellen). Auch hier werden Veränderungsrate auf der Basis der veröffentlichten Indizes ermittelt.⁷

Inflationsbeiträge

Oftmals ist man nicht nur an der aktuellen Inflationsrate eines Mitgliedlandes interessiert, sondern auch an seinem durchschnittlichen Inflationsbeitrag zum VPI-EWU (vgl. Tabelle). Der Inflationsbeitrag eines Mitgliedlandes r ist c.p. umso höher, je größer das spezifische Ländergewicht ist, je größer die aktuelle nationale Inflationsrate ausfällt und umso stärker das Preisniveau im Monat m des Berichtsjahrs $t-1$ seit dem Index-Referenzzeitraum im Vergleich zum EWU-Durch-

schnitt gestiegen ist, was im Faktor ${}_r HVPI_{m/t-1} / {}_{EWU}VPI_{m/t-1}$ zum Ausdruck kommt (vgl. Kasten VPI-EWU). Die kumulierte Inflation aus der Vergangenheit spielt nur dann keine Rolle, wenn sie im betreffenden Monat gerade im Ausmaß des EWU-Durchschnitts stattgefunden hat.

Wie nicht anders zu erwarten, lieferte Deutschland auch im Jahr 2005 mit einem Ländergewicht von 29% den größten Inflationsbeitrag zum VPI-EWU, obwohl hier das Preisniveau, gemessen am deutschen HPV, mit 1,9% unterdurchschnittlich gestiegen war. Danach folgten die drei anderen großen Mitgliedsländer Italien, Frankreich und Spanien. Zusammen genommen trugen Italien und Spanien aufgrund ihrer überdurchschnittlich hohen Teuerung mit 37% jedoch stärker zur Gesamtinflation im Euroraum bei, als es ihrem kumulierten Ländergewicht (30 1/2%) entsprach. Bei Deutschland und Frankreich verhielt es sich gerade umgekehrt. Bei einem Ländergewicht von insgesamt knapp 50% lag hier der kumulierte Inflationsbeitrag zum VPI-EWU lediglich bei 43 1/2%. Die übrigen acht EWU-Mitgliedsländer steuerten im Jahr 2005 aufgrund ihres geringen Ländergewichts zusammen genommen nur knapp 20% zur Gesamtinflation bei.

⁷ Neues Basisjahr 2005 = 100 für die harmonisierten Verbraucherpreisindizes (vgl. Eurostat 2005; Europäische Zentralbank 2006).

Die Formel für die Berechnung länderspezifischer Inflationsbeiträge kann darüber hinaus zur Abschätzung der

Zur Veränderung des Verbraucherpreisniveaus in der Europäischen Währungsunion (2005 = 100)**Jährliche Inflationsraten in %**

	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
HVPI									
Belgien	1,5	0,9	1,1	2,7	2,4	1,6	1,5	1,9	2,5
Deutschland	1,5	0,6	0,6	1,4	1,9	1,3	1,0	1,8	1,9
Griechenland	5,4	4,5	2,2	2,9	3,7	3,9	3,5	3,0	3,5
Spanien	1,9	1,8	2,2	3,5	2,8	3,6	3,1	3,1	3,4
Frankreich	1,3	0,7	0,6	1,8	1,8	1,9	2,2	2,3	1,9
Irland	1,2	2,2	2,5	5,3	4,0	4,7	4,0	2,3	2,2
Italien	1,9	2,0	1,7	2,6	2,3	2,6	2,8	2,3	2,2
Luxemburg	1,4	1,0	1,0	3,8	2,4	2,1	2,5	3,2	3,8
Niederlande	1,9	1,8	2,0	2,3	5,1	3,9	2,2	1,4	1,5
Österreich	1,2	0,8	0,5	2,0	2,3	1,7	1,3	2,0	2,1
Portugal	1,9	2,2	2,2	2,8	4,4	3,7	3,3	2,5	2,1
Finnland	1,2	1,3	1,3	3,0	2,7	2,0	1,3	0,1	0,8
Euroraum (VPI-EWU)	1,6	1,1	1,1	2,1	2,4	2,2	2,1	2,1	2,2

Jährliche Inflationsbeiträge zum VPI-EWU in Prozentpunkten a)

HVPI									
Belgien	0,06	0,03	0,05	0,11	0,08	0,05	0,05	0,06	0,08
Deutschland	0,56	0,22	0,23	0,50	0,61	0,42	0,32	0,52	0,56
Griechenland	0,00	0,00	0,00	0,00	0,08	0,09	0,09	0,08	0,09
Spanien	0,15	0,15	0,19	0,30	0,28	0,36	0,33	0,33	0,38
Frankreich	0,29	0,15	0,12	0,39	0,37	0,40	0,44	0,49	0,39
Irland	0,01	0,02	0,02	0,05	0,04	0,05	0,05	0,03	0,03
Italien	0,33	0,35	0,31	0,46	0,43	0,50	0,53	0,44	0,42
Luxemburg	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
Niederlande	0,09	0,09	0,10	0,13	0,26	0,20	0,12	0,07	0,08
Österreich	0,04	0,03	0,02	0,06	0,08	0,05	0,04	0,06	0,07
Portugal	0,03	0,03	0,04	0,05	0,09	0,07	0,07	0,05	0,05
Finnland	0,02	0,02	0,02	0,05	0,04	0,03	0,02	0,00	0,01
Euroraum (VPI-EWU)	1,6	1,1	1,1	2,1	2,4	2,2	2,1	2,1	2,2

Ländergewichte in % b)

HVPI									
Belgien	3,8	3,8	4,0	4,0	3,4	3,4	3,3	3,3	3,3
Deutschland	34,5	34,5	34,5	34,7	30,9	30,6	29,9	29,2	29,0
Griechenland	0,0	0,0	0,0	0,0	2,4	2,5	2,6	2,7	2,7
Spanien	8,9	8,9	9,1	9,1	10,4	10,3	10,9	11,1	11,4
Frankreich	21,9	21,9	21,1	20,9	20,5	20,4	20,5	20,7	20,7
Irland	0,9	0,9	1,0	1,0	1,2	1,2	1,3	1,3	1,3
Italien	18,1	18,2	18,8	18,3	18,7	19,3	19,2	19,3	19,2
Luxemburg	0,2	0,2	0,2	0,2	0,2	0,3	0,3	0,3	0,3
Niederlande	5,3	5,3	5,1	5,7	5,3	5,2	5,4	5,3	5,2
Österreich	3,1	3,0	2,9	2,9	3,3	3,2	3,2	3,1	3,1
Portugal	1,7	1,7	1,8	1,8	2,1	2,0	2,1	2,1	2,1
Finnland	1,6	1,6	1,5	1,5	1,6	1,6	1,6	1,6	1,6
Euroraum (VPI-EWU)	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

a) Angaben für den Euroraum in %. – b) Abweichungen in den Summen durch Runden der Zahlen.

Quelle: Eurostat; Berechnungen des ifo Instituts.

Wirkungen von nationalen Preisschocks auf die Inflationsrate im Euroraum herangezogen werden. Würde sich z.B. der deutsche HVPI im Januar 2007 aufgrund der beschlossenen fiskalischen Maßnahmen der Bundesregierung (Heraufsetzung des Normalsatzes bei der Mehrwertsteuer um 3 Prozentpunkte bei gleichzeitiger Senkung der Arbeitgeberbeiträge zur Sozialversicherung um 0,8 Beitragspunkte) c.p. um 1% erhöhen, so stiege hierdurch der VPI-EWU (bei einem deutschen Ländergewicht von knapp einem Drittel) um rund 0,3 % (vgl. EEAG 2006,30).

Fazit

Mit den Harmonisierten Verbraucherpreisindizes (HVPI) steht in Europa ein leistungsfähiges System vergleichbarer Verbraucherpreisindizes zur Verfügung. Der HVPI wurde eingeführt, um auf der Ebene der privaten Haushalte ein optimales Maß für Inflationsvergleiche innerhalb des Euroraums und Europas zu erhalten. Darüber hinaus wird der Verbraucherpreisindex des Euro-Währungsgebiets (VPI-EWU) im Rahmen der geldpolitischen Strategie der EZB zur Beurteilung der Preisstabi-

16 **Forschungsergebnisse**

lität herangezogen (vgl. Europäische Kommission, Eurostat 2004).

Allerdings gibt es beim HVPI auch einige methodische Kritikpunkte.⁸ Als Kettenindex ist der HVPI, anders als etwa der dem Festbasis-Ansatz konzipierte deutsche Verbraucherpreisindex (VPI), nicht konsistent über Teilindizes aggregierbar. Eine Zerlegung in besonders interessierende Komponenten (wie administrierte Preise) ist deshalb nutzerseitig nicht möglich.⁹ Der HVPI kann im Allgemeinen auch nicht als Ausgabenverhältnis oder als Mittelwert von Preismesszahlen interpretiert werden. Zudem kann die Inflationsrate im Vorjahresvergleich durch Änderungen der Ausgaben Gewichte beeinflusst sein, was dem Konzept eines reinen Preisvergleichs zuwiderläuft, selbst wenn sich die Gewichte von Jahr zu Jahr nur marginal ändern sollten. Dies gilt erst recht beim Übergang auf die EWU- oder EU-Ebene, weil hier die jährliche Aktualisierung der Ländergewichte (bis hin zur Neuaufnahme von weiteren Mitgliedsländern) zusätzlich zu Buche schlägt. Auch die explizite Berücksichtigung von *neu signifikant gewordene Waren und Dienstleistungen* läuft dem Ziel eines reinen Preisvergleichs zuwider. Letztlich soll der HVPI im Hinblick auf die Marktentwicklung stets aktuell sein. Der Harmonisierte Verbraucherpreisindex, obwohl als *reiner Preisindex* vom Laspeyres-Typ konzipiert, trägt damit auch der *Lebenshaltungskostenindex-Philosophie* cum grano salis Rechnung.

Literatur

- Astin, J. (2002), »Erläuterung des HVPI und Vergleich zwischen Verbraucherpreisindizes und dem HVPI«, in: Europäische Gemeinschaften (Hrsg.), 15. CEIES-Seminar: *Inflation in Europa – Unterschiedliche Messkonzepte und deren Nutzer*, Luxemburg.
- Deutsche Bundesbank (1998), »Probleme der Inflationsmessung«, *Monatsberichte der Deutschen Bundesbank* (Mai), 53–66.
- EEAG (European Economic Advisory Group, 2006), *Report on the European Economy 2006*, ifo Institut für Wirtschaftsforschung, München.
- Europäische Kommission, Eurostat (2004), *Harmonisierte Verbraucherpreisindizes (HVPI), Ein kurzer Leitfaden für Datennutzer*, Brüssel.
- Europäische Zentralbank (2005), »Harmonisierter Verbraucherpreisindex: Konzept, Eigenschaften und bisherige Erfahrungen«, *Monatsbericht* (Juli), 61–76.
- Europäische Zentralbank (2006), »Neue Verfahren bei der Erstellung und Veröffentlichung des HVPI für das Euro-Währungsgebiet«, *Monatsbericht* (März), 56–58.
- Eurostat (2001), *Zur Berechnung Harmonisierter Verbraucherpreisindizes – (HVPI), Sammlung von HVPI Referenzdokumenten*, Brüssel.
- Eurostat (2005), »Euro-Indikatoren«, Pressemitteilung Nr. 146/2005.
- Greenlees, J.S. (2001), »The U.S. CPI and the Cost-Of-Living Objective«, Joint ECE/ILO Meeting on Consumer Price Indices, Genf, <http://www.unece.org/stats/documents/ces/ac.49/2001/4.e.pdf>.
- Hill, P. (1999), »Inflation, the Cost of Living and the Domain of a Consumer Price Index«, Joint ECE/ILO Meeting on Consumer Price Indices, Genf, <http://www.unece.org/stats/documents/ces/ac.49/1999/6.e.pdf>.
- Klees-Friedrich, P. (2002), »Der Harmonisierte Verbraucherpreisindex – Inflationsmessung in Europa«, Vortrag gehalten auf dem 4. Workshop Wirtschaftsstatistik, Inflationsmessung in Deutschland und Europa, Daten – Methoden

– Entwicklungen an der Humboldt-Universität zu Berlin, <http://ise.wiwi.hu-berlin.de/stat/forschung/veranstaltungen/workshop4/papers/klees.pdf>.

Statistisches Bundesamt (2004), »Aktualisiertes Wägungsschema beim Harmonisierten Verbraucherpreisindex«, Themenkasten der Preisstatistik Nr. 10, http://www.destatis.de/download/d/preis/Maerz_2004.pd.

von der Lippe, P. (2002), »Konzeptionelle Probleme des Harmonisierten Verbraucherpreisindex (HVPI/HICP)«, in: Europäische Gemeinschaften (Hrsg.) 15. CEIES-Seminar: *Inflation in Europa – Unterschiedliche Messkonzepte und deren Nutzer*, Luxemburg, 67–73.

⁸ Eine ausführliche Kritik des HVPI findet sich bei von der Lippe (2002).

⁹ Um diesem Mangel abzuwehren, berechnet Eurostat 34 »spezielle Aggregate« wie den »HVPI ohne Energie« und den »HVPI ohne Energie, Nahrungsmittel, Alkohol und Tabak« für die Mitgliedstaaten des Euroraums, die EU, den EWR und die Kandidatenländer.