

Breitung, Jörg; Jagodzinski, Doris

Working Paper

Prognoseeigenschaften alternativer Indikatoren für die Konjunkturentwicklung in Deutschland

SFB 373 Discussion Paper, No. 2002,36

Provided in Cooperation with:

Collaborative Research Center 373: Quantification and Simulation of Economic Processes, Humboldt University Berlin

Suggested Citation: Breitung, Jörg; Jagodzinski, Doris (2002) : Prognoseeigenschaften alternativer Indikatoren für die Konjunkturentwicklung in Deutschland, SFB 373 Discussion Paper, No. 2002,36, Humboldt University of Berlin, Interdisciplinary Research Project 373: Quantification and Simulation of Economic Processes, Berlin, <https://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:kobv:11-10048942>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/65325>

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.

Prognoseeigenschaften alternativer Indikatoren für die Konjunkturentwicklung in Deutschland

Jörg Breitung* und Doris Jagodzinski
Humboldt University Berlin

März 2002

Zusammenfassung

Zur Beurteilung und Prognose der konjunkturellen Entwicklung werden in Deutschland eine Reihe unterschiedlicher Indikatoren verwendet. In dieser Studie werden graphische und ökonometrische Verfahren angewandt, um die Prognosequalität der meist beachteten Konjunkturindikatoren in Deutschland zu analysieren. Dabei zeigt sich, innerhalb der von uns durchgeführten Analyse für die 90er Jahre, dass der von der Commerzbank ermittelte und von der Wirtschaftswoche publizierte Earlybird-Indikator die besten Vorlaufeigenschaften besitzt. Die auf den Erwartungen für die nächsten 6 Monate beruhenden Indikatoren des ZEW und des ifo-Instituts weisen ebenfalls gute Prognoseeigenschaften für die Wachstumsrate der Industrieproduktion auf, besitzen aber nur einen Vorlauf von etwa 2 bis zu 5 Monaten im Gegensatz zum Vorlauf von etwa 6 Monaten für den Earlybird-Indikator. Der Geschäftsklima-Index des ifo-Instituts und der Konjunkturindikator der F.A.Z. weisen zwar nur einen geringen bzw. gar keinen Vorlauf zur Referenzreihe auf, können jedoch im Rahmen eines ökonometrischen Prognosemodells zuverlässige Prognosen liefern. Der Frühindikator des Handelsblatts und der R-Wort-Indikator laufen hingegen der konjunkturellen Entwicklung hinterher und liefern keine Information, die bei einer Prognose auf Basis von vektorautoregressiven Modellen genutzt werden könnte.

*Adresse ab April 2002: Universität Göttingen, Institut für Statistik und Ökonometrie, Platz der Göttinger Sieben 5, 37073 Göttingen. Für die Bereitstellung von Datenreihen und Information möchten wir uns bei Valentina Stadler (HypoVereinsbank), Felix Hüfner (ZEW), Ralph Solveen (Commerzbank), Norbert Herbel (Statistisches Bundesamt), Sigrid Stallhofer (ifo-Institut) und Ulrich Fritsche (DIW) bedanken.

1 Einleitung

Im April 2001 gingen die führenden deutschen Wirtschaftsforschungsinstitute in ihrem Frühjahrgutachten (AGwF, 2001a) davon aus, dass 2001 eine Verlangsamung des Wachstums der deutschen Wirtschaft einsetzen würde. Eine Rezession wurde jedoch nicht erwartet. Für das Jahr 2001 wurde ein Wirtschaftswachstum von 2,1 Prozent und für das Jahr 2002 von 2,2 Prozent prognostiziert. Im Herbstgutachten 2001 (AGwF 2001b) wurde für 2001 nur noch ein Wirtschaftswachstum von 0,7 Prozent (2002: 1,3 Prozent) erwartet. Das Jahrgutachten des Sachverständigenrats (SVR, 2001) ging dagegen von einem Wirtschaftswachstum von 0,6 Prozent für das Jahr 2002 aus. Der SPIEGEL (27/2001, S. 80) kommentierte diese unterschiedlichen Prognosen und Anpassungen mit der Bemerkung, die Wirtschaftsforschungsinstitute "korrigieren inzwischen schon im Stundentakt ihre Voraussagen."

Für die offensichtlich schwierige Aufgabe der Konjunkturprognose veröffentlichten neben Kredit- und Forschungsinstituten auch eine Reihe von Zeitschriften Frühindikatoren zur Einschätzung der zukünftigen konjunkturellen Entwicklung. Abgesehen von einigen kuriosen Prognoseregeln¹ basieren die meisten dieser Konjunkturindikatoren auf Einschätzungen und Erwartungen von Marktteilnehmern oder auch auf ökonomischen Zeitreihen, die eine Änderung der wirtschaftlichen Aktivität frühzeitig anzeigen sollen.

Die Geschichte der Konjunkturindikatoren reicht bis zum Beginn des 20. Jahrhunderts zurück, als die Konjunkturforschung auf eine empirisch-quantitative Grundlage gestellt wurde. Eine der renommiertesten Institutionen ist das 1920 von Wesley C. Mitchell in den U.S.A. gegründete National Bureau of Economic Research (NBER). In der umfangreichen empirischen Studie von Burns & Mitchell (1938) wurde eine Liste von 21 Frühindikatoren veröffentlicht, die einen ausgeprägten Vorlauf zum Brutto-Inlandsprodukts (BIP) der USA aufwiesen.² Bis heute wird eine große Anzahl von Konjunkturindikatoren auf Basis solcher Frühindikatoren konstruiert.

Ein alternativer Ansatz zur Konstruktion von Konjunkturindikatoren besteht in der Befragung von Unternehmen, Finanzmarktexperten oder Ver-

¹Z.B.: "Je kürzer die Röcke desto optimistischer die Erwartungen," (Die Zeit, Nr.46, 8. November 2001, S. 24).

²Eine Neubewertung der Indikatoren auf Basis moderner ökonometrischer Methoden wurde von Stock und Watson (1999) vorgenommen.

brauchern über deren Einschätzung der wirtschaftlichen Lage und ihren Erwartungen zur wirtschaftlichen Entwicklung. Beispiele für derartige auf Einschätzungen basierende Umfragen sind der ifo-Konjunkturtest und der ZEW-Finanzmarkttest.

In einer Reihe von Studien wurden die Vorlaufeigenschaften unterschiedlicher Konjunkturindikatoren für Deutschland untersucht. Strigel (1985) hat die Vorlaufeigenschaften der vom ifo-Institut ermittelten Stimmungsindekatoren mit einfachen graphischen und statistischen Verfahren untersucht, während Wolters & Lankes (1989) eine Einschätzung der Prognosegüte auf Basis spektralanalytischer Methoden und Granger-Kausalitätstests vorgenommen haben. Döpke, Krämer & Langmantel (1994) untersuchen das Wendepunktverhalten und den durchschnittlichen Vorlauf von neunzehn qualitativen und quantitativen Konjunkturindikatoren. In der Studie von Funke (1997) wurde die Zuverlässigkeit der Prognose von Rezessionen mit Hilfe von Probit Modellen untersucht. Fritsche (1999) und Fritsche & Stephan (2000) haben verschiedene Stimmungsindekatoren des ifo-Instituts vor allem mit Hilfe einer graphischen Wendepunkt-Analyse und Granger-Kausalitätstests auf ihre Vorlaufeigenschaften untersucht, während Hüfner & Schröder (2001) die Prognoseeigenschaften der Geschäftserwartungen des ifo-Instituts mit den Konjunkturerwartungen des ZEW verglichen haben.

Mit unserem Beitrag ist beabsichtigt für eine Reihe weiterer wichtiger Konjunkturindikatoren die Vorlaufeigenschaften zu untersuchen. Dies sind neben den Konjunkturindikatoren des ifo-Instituts und des ZEW auch die viel beachteten Konjunkturindikatoren der Frankfurter Allgemeinen Zeitung, des Handelsblatts und der Earlybird-Indikator, der in der Wirtschaftswoche publiziert wird. Darüber hinaus wird auch der R-Wort-Indikator, der von dem Wirtschaftsmagazin Economist entwickelt wurde und für Deutschland von der HypoVereinsbank ermittelt wird, analysiert.

In Abschnitt 2 werden die Referenzreihe und die verwendeten Konjunkturindikatoren vorgestellt. Mit Hilfe einer graphischen Analyse der Vorlaufeigenschaften und der Kreuzkorrelationen wird in Abschnitt 3 zunächst eine *unkonditionale* Einschätzung der Vorlaufeigenschaften vorgenommen. In Abschnitt 4 wird mit Hilfe von bivariaten Zeitreihenmodellen eine Analyse der *konditionalen* Prognoseeigenschaften durchgeführt. Die Schlussfolgerungen der vergleichenden Studie werden in Abschnitt 5 zusammengefasst.

2 Datenbasis

(i) Referenzreihe

Die Konjunkturindikatoren werden gewöhnlich auf monatlicher Basis ermittelt. Die Referenzreihe muss daher ebenfalls monatlich verfügbar sein, weshalb die Wachstumsrate des Brutto-Inlandsprodukts (oder Bruttonsozialprodukts), das quartalsweise erhoben wird, als Referenzreihe nicht infrage kommt. Die meisten Studien verwenden daher die Jahresveränderungsrate des (Netto) Produktionsindex des Verarbeitenden Gewerbes, die monatlich zur Verfügung steht und keiner nachträglichen Korrektur unterliegt (vgl. Lindelbauer, 1996). Obwohl der Produktionsindex nur rund ein Drittel der gesamtwirtschaftlichen Wertschöpfung repräsentiert, lässt sich die Konjunktur mit diesem Indikator trotzdem gut darstellen, da die Industrie noch immer als "Zyklusmacher" angesehen werden kann (Langmantel, 1999, S. 16).

Wie in vergleichbaren Studien wird die Wachstumsrate als Jahresdifferenz der logarithmierten Reihe bestimmt. Dabei wurde die Zeitreihe zunächst mit Hilfe des CENSUS X-12 ARIMA Verfahrens von jahreszeitlich bedingten Schwankungen bereinigt. Die Jahreswachstumsrate kann bereits als saisonbereinigte Größe gelten, wenn angenommen wird, dass die Saisonkomponente im Zeitablauf stabil bleibt. Da sich jedoch das Saisonverhalten des Produktionsindex während der neunziger Jahre verändert hat, haben wir einer Saisonbereinigung mit einem Verfahren, das eine flexible Anpassung der Saisonkomponente erlaubt, den Vorzug gegeben. Darüber hinaus wird bei der Saisonbereinigung auch eine Ausreißerbereinigung vorgenommen, sodass die Analyse robuster gegenüber ungewöhnlich großen monatlichen Veränderungen ist. Beispielsweise basiert die Studie von Hüfner & Schröder (2001) ebenfalls auf der jährliche Veränderungsrate des saisonbereinigten Produktionsindex.

Bei der Verwendung von jährlichen Veränderungsdaten muss beachtet werden, dass ein solcher Filter zu einer Phasenverschiebung der Konjunkturzyklen führen kann, sodass die Jahresdifferenzen der tatsächlichen zyklischen Position vorausläuft (z.B. Wolters & Lankes, 1989). Für die zyklische Komponente $x_t = \sin(2\pi\lambda)$ ergibt sich bei Anwendung des Additionstheorems für

trigonometrische Funktionen:

$$x_t - x_{t-s} = \gamma \sin(2\pi\lambda[t + \phi]) \quad (1)$$

mit $\gamma = 2 \sin(2\pi\lambda s/2)$ und der in Perioden gemessenen Phasenschiebung $\phi = (4\lambda)^{-1} - s/2$. Für eine Frequenz von $\lambda = 1/48$ (d.h. einer Wellenlänge von 48 Monaten) ergibt sich beispielsweise für eine Jahresdifferenz der Monatswerte ein Vorlauf von $\phi = (48/4) - 12/2 = 6$ Monaten. Um eine solche Phasenverschiebung zu vermeiden, wird in einigen Studien der Hodrick-Prescott (HP) Filter zur Trendbereinigung verwendet (z.B. Fritsche, 1999). Obwohl dieses Trendbereinigungsverfahren in der empirischen Konjunkturanalyse häufig verwendet wird, eignet sich der HP-Filter nicht für die Analyse der Prognosegüte. Einerseits basiert der HP-Filter auf einer vierfachen Differenzenbildung (vgl. King & Rebelo, 1993), sodass eine Zeitreihe, die bereits nach einfacher Differenzenbildung die Stationaritätsbedingung erfüllt, nach Anwendung des HP-Filters "überdifferenziert" ist und keine endliche autoregressive Darstellung besitzt. Die Verfahren im Abschnitt 4 verlangen jedoch eine endliche autoregressive Darstellung der Zeitreihenprozesse.

Darüber hinaus impliziert der HP-Filter nur für den mittleren Bereich der Zeitreihe die Anwendung eines symmetrischen Filters. Für den aktuellen Rand der Zeitreihe stehen keine zukünftigen Zeitreihenwerte zur Verfügung, sodass der HP-Filter (wie jedes andere Trendbereinigungsverfahren) am aktuellen Rand auf einem asymmetrischen Filter beruht und somit ebenfalls eine Phasenverschiebung verursacht. Bei der Prognose interessieren jedoch gerade die Eigenschaften am aktuellen Rand der Zeitreihe, sodass von der Anwendung des HP-Filters keine Verbesserung hinsichtlich der Prognoseeigenschaften zu erwarten ist.

(ii) ifo-Geschäftsklima (ifo-GK) und ifo-Geschäftserwartungen (ifo-GE)

Der ifo-Geschäftsklimaindex beruht auf einer monatlichen Befragung des ifo-Instituts von über 7.000 Unternehmen in West- und (seit 1991) Ostdeutschland. Die nach ihrer Einschätzung der Geschäftslage sowie nach ihren Erwartungen für die nächsten sechs Monate befragt werden. Die Antworten werden nach der Bedeutung der Branchen gewichtet und aggregiert. Das Geschäftsklima (GK) wird aus den Angaben zur aktuellen Geschäftslage (GL) und den

Geschäftserwartungen (GE) als geometrisches Mittel berechnet (vgl. Brand et al., 1996):

$$GK = \sqrt{(GL + 200)(GE + 200)} - 200 \quad (2)$$

Der Geschäftsklimaindex ergibt sich, wenn die saisonbereinigte Saldenreihe auf ein Basisjahr (zur Zeit 1991) bezogen wird. Um aus den Einzelreihen für West- und Ostdeutschland einen Index für Gesamtdeutschland zu konstruieren, wurde für diese Arbeit ein gewichtetes Mittel gebildet, wobei der Geschäftsklimaindex für Westdeutschland mit einem Gewicht von 0.91 und für Ostdeutschland von 0.09 eingeht. Die Gewichte wurden im Hinblick auf die durchschnittlichen Anteile am Bruttoinlandsprodukt in den 90er Jahren festgelegt. Da das Gewicht der ostdeutschen Reihe vergleichsweise gering ist, ändern sich die Ergebnisse in der nachfolgenden Analyse nur geringfügig, wenn statt des so konstruierten Gesamtindex nur der westdeutsche Geschäftsklimaindex verwendet wird.

(iii) ZEW-Konjunkturerwartungen

Das Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW) in Mannheim führt seit 1991 den ZEW-Finanzmarkttest durch. An dieser Umfrage nehmen ca. 400 Finanzmarktexperten teil, davon 270 Experten von Banken, 50 Fachleute von Versicherungen, 40 Analysten von Kapitalanlagegesellschaften und weitere 40 Vertreter von Industrieunternehmen. Die Teilnehmer werden nach der Einschätzung der derzeitigen konjunkturellen Lage als auch nach der erwarteten gesamtwirtschaftlichen Entwicklung befragt. Aus den Salden der positiven und negativen Einschätzungen wird eine durchschnittliche Einschätzung der Teilnehmer bestimmt. Der Mittelwert der beiden so erhaltenen Salden für die konjunkturelle Lage und Erwartungen entspricht dem Wert des Konjunkturklimas für den jeweiligen Monat.

(iv) Earlybird-Indikator (EBIRD)

Die Commerzbank ermittelt seit 1991 einen Konjunkturindikator, der seit 2001 in der Wirtschaftswoche als Earlybird-Indikator publiziert wird. In diesen Index gehen die folgenden Variablen gewichtet ein (vgl. Solveen, 2001):

1. Der geldpolitische Kurs, repräsentiert durch den kurzfristigen Realzins

- (3-Monats-Euribor bereinigt um den Preisanstieg der Lebenshaltungskosten ohne Energie). Gewicht: 40%
2. Ein Indikator für die preisliche Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Wirtschaft (Jahresdifferenz des realen Außenwerts der DM (ab 1999: Euro), berechnet von der Deutschen Bundesbank). Gewicht: 35%
 3. Der Einkaufsmanagerindex (NAPM)³ für das Verarbeitende Gewerbe in den USA. Gewicht: 25%

Zur Berechnung des Indikators wird der gewichtete Durchschnitt aus den standardisierten Einzelreihen gebildet. Dabei geht der NAPM positiv und die beiden anderen Größen negativ in den Indikator ein, da ein höherer Zins und ein steigender Außenwert der D-Mark die konjunkturelle Lage verschlechtert.

(v) FAZ-Konjunkturindikator

Der FAZ-Konjunkturindikator wird vom Institut für Weltwirtschaft in Kiel monatlich ermittelt und seit 1989 in der Frankfurter Allgemeinen Zeitung veröffentlicht. Seit 1993 werden die folgenden (standardisierten) Einzelreihen zur Indikatorberechnung berücksichtigt (vgl. Langfeldt, 1993):

1. Auftragseingänge des Verarbeitenden Gewerbes. Gewicht: 18%
2. F.A.Z.-Aktienindex. Gewicht: 5%
3. F.A.Z.-Stellenangebote. Gewicht: 5%
4. ifo-Geschäftsklimaindex für das Verarbeitende Gewerbe. Gewicht: 32%
5. Realer Außenwert der D-Mark. Gewicht: 13%
6. Differenz zwischen der Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere und dem Zinssatz für Dreimonatsgeld. Gewicht: 27%

³Der Nationale Einkaufsmanagerindex (NAPM) in den USA ist ein qualitativer Indikator. Er wird als Umfrage zu Auftragseingängen in ihren Firmen unter Einkauf- und Logistik-Mitarbeitern in Industrieunternehmen durchgeführt. Werte über 50 zeigen eine Beschleunigung des Wirtschaftswachstums an, Werte unter 50 eine Verlangsamung. Die Veröffentlichung erfolgt jeweils am ersten Werktag eines Monats.

Die Gewichtungsfaktoren wurden 1993 mit einer Kleinst-Quadrate-Regression, für den Zeitraum 1978 bis 1993 ermittelt. Das Basisjahr ist 1991.

Vor 1993 wurde anstelle der Zinsdifferenz die Geldmenge M1 und der langfristige Zins öffentlicher Anleihen mit einer Laufzeit von mehr als 10 Jahren als geldpolitische Komponente verwendet (vgl. Bahr, 2000). Mit der Ausweitung des Währungsgebietes und aufgrund der Benutzung als Zweitwährung in Osteuropa wurde die Verwendung der Geldmenge M1 jedoch zunehmend problematisch. Als zweite Modifikation wurden die vorher verwendeten Einfuhrpreise für Rohstoffe durch den realen Außenwert der D-Mark ersetzt. Darüber hinaus wurde bei der Überarbeitung auch das ifo-Geschäftsklima für das Verarbeitende Gewerbe in den F.A.Z.-Indikator als Einzelgröße mit aufgenommen.

(vi) Handelsblatt-Frühindikator (HB)

Der Handelsblatt-Frühindikator wurde 1992 zum ersten Mal im Handelsblatt veröffentlicht. In diesen Frühindikator gehen die folgenden Einzelgrößen ein (vgl. van Suntum, 1993):

1. Auftragseingänge Verarbeitendes Gewerbe (Volumen). Gewicht: 20%
2. Auftragseingänge Bauhauptgewerbe (Volumen). Gewicht: 10%
3. Einzelhandelsumsätze (real). Gewicht: 30%
4. ifo-Geschäftsklimaindex für das Verarbeitende Gewerbe. Gewicht: 30%
5. Zinsstruktur (Renditedifferenz zwischen langfristigen und kurzfristigen Zinsen). Gewicht: 10%

Vor 1993 wurden statt der Zinsstruktur die Aktienkurse berücksichtigt. Da sich diese Reihe aber als wenig stabil erwiesen hat, wurde sie bei der Modifikation von 1993 herausgenommen.

(vii) R-Wort-Indikator (R-WORT)

Die HypoVereinsbank ermittelt den sogenannten "R-Wort-Indikator" seit 1986. Die Reihe steht als monatliche Reihe zur Verfügung, wird allerdings

bankintern mit den Quartalsdaten des BIP verglichen. Der Indikator beruht auf der absoluten Häufigkeit der Verwendung des Wortes "Rezession" in der wirtschaftlichen Tagespresse. Die HypoVereinsbank verwendet dafür das Handelsblatt, seit 1993 zusätzlich auch die Frankfurter Allgemeine Zeitung. Die Korrelation zwischen den beiden Wort-Anzahl-Reihen beträgt 98 Prozent (HypoVereinsbank, 2001). Da Online-Publikationen zur Zählung verwendet werden können, ist dieser Indikator leicht zu ermitteln und damit schnell verfügbar. Die Idee für diesen Indikator wurde aus den USA übernommen, wo ein ähnlicher Indikator vom Wochenmagazin Economist entwickelt wurde und für die Einschätzung der Konjunkturentwicklung verwendet wird.

3 Graphische Analyse und Kreuzkorrelationen

Die Vorhersage konjunktureller Wendepunkte⁴ ist ein wichtiger Bestandteil der empirischen Konjunkturforschung. Dabei kann der graphische Vergleich der oberen und unteren konjunkturellen Wendepunkte des Konjunkturindikators und der Referenzreihe zur Einschätzung der Zuverlässigkeit des Konjunkturindikators herangezogen werden.

In Abb. 1 a) – f) wird der zeitliche Verlauf der unterschiedlichen Konjunkturindikatoren der Wachstumsrate des Produktionsindex gegenübergestellt. Zur Vereinfachung der grafischen Analyse wurden alle Zeitreihen mit einem symmetrischen 3-Monatsdurchschnitt geglättet. In Tab. 1 sind die graphisch ermittelten zeitlichen Differenzen zu den Hoch bzw. Tiefpunkten der Referenzreihe sowie der daraus abgeleitete durchschnittliche Vorlauf wiedergegeben.

Bei einem Vergleich der ifo-Indikatoren mit der Referenzreihe (s. Abb. 1 a) ergibt sich ein deutlicher Vorlauf der ifo-Geschäftserwartungen, während der ifo-Geschäftsklimaindex offenbar keinen Vorlauf aufweist. Die berechneten Werte für den Vor- bzw. Nachlauf der Zeitreihen bestätigen den Eindruck, dass die ifo-Geschäftserwartungen einen Vorlauf von durchschnittlich etwa zwei Monaten haben, während für den ifo-Geschäftsklimaindex sogar ein Nachlauf von durchschnittlich zwei Monaten festgestellt wurde.

⁴Konjunkturelle Wendepunkte sind keine Wendepunkte im mathematischen Sinn, sondern entsprechen den Extremwerten einer Funktion.

Tab. 1: Vorlaufeigenschaften der Konjunkturindikatoren

Umkehr	ifo-GK	ifo-GE	ZEW	EBIRD	FAZ	HB	R-WORT
1993(ii)	+1	-3	-2	-4	-3	+5	+3
1994(xi)	+3	+1	-3	-6	+2	+6	-
1995(xii)	+7	-2	± 0	-7	± 0	+8	-
1998(i)	+3	-5	-3	-4	+2	-2	-
1999(iii)	± 0	-1	-2	-6	-3	-1	-5
2000(v)	-1	-4	-4	-8	-2	+5	+3
\emptyset	+2,2	-2,3	-2,3	-5,8	-0,7	+3,5	+0,2

Hinweis: Die Tabelle gibt den Vorlauf (negative Werte) bzw. Nachlauf (positive Werte) der Konjunkturindikatoren in Monaten an. Zur Berechnung wurden die Originalzeitreihen (ohne Glättung) verwendet.

Der ZEW-Indikator (s. Abb. 1 b) zeigt ähnliche Vorlaufeigenschaften wie die ifo-Geschäftserwartungen. Dagegen kann für den Earlybird-Indikator (s. Abb. 1 c) ein durchschnittlicher Vorlauf von nahezu einem halben Jahr festgestellt werden. Der FAZ-Konjunkturindikator (s. Abb. 1 d) läuft der Konjunkturentwicklung in einigen Perioden voraus, während zu anderen Zeitpunkten ein Nachlaufen zu beobachten ist. Der durchschnittliche Vorlauf dieses Indikators ist daher vergleichsweise gering. Der Handelsblatt-Frühindikator (s. Abb. 1 e) und der R-Wort-Indikator (s. Abb. 1 f) lassen keinerlei Vorlaufeigenschaften erkennen.

Der graphische Vergleich der Zeitreihen kann nur ein unvollständiges Bild von den Vorlaufeigenschaften der Zeitreihen geben. Eine häufig verwendete statistische Maßgröße zur Beurteilung der Vorlaufeigenschaften ist die Kreuzkorrelation. Wenn y_t die Referenzreihe (Wachstumsrate des Produktionsindex) und x_t den jeweiligen Konjunkturindex zum Zeitpunkt t bezeichnen, ergibt sich die Kreuzkorrelation mit der Zeitdifferenz k als

$$r_k = \frac{\sum_{t=1}^{T-k} (x_t - \bar{x})(y_{t+k} - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})^2 \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2}} \quad (3)$$

wobei \bar{x} und \bar{y} die Stichprobenmittelwerte der T Beobachtungen von x_t und y_t bezeichnen. Wenn die Zeitreihe x_t der Zeitreihe y_t vorausläuft, sollte die Kreuzkorrelation für positive Werte von k groß sein. Die Kreuzkorrelationen der unterschiedlichen Konjunkturindikatoren sind in Abb. 2 a) – g) darge-

stellt. Darüber hinaus sind in den Abbildungen auch die kritischen Werte für die Signifikanztests zum Signifikanzniveau von 0.05 wiedergegeben.⁵ Die Kreuzkorrelationen wurden mit den ungeglätteten Originalreihen bestimmt.

Die Kreuzkorrelationsfunktionen bestätigen im Wesentlichen die Resultate der graphischen Analyse. Für das ifo-Geschäftsklima wird eine maximale Kreuzkorrelation bei einer Verzögerung der Reihe um einen Monat festgestellt, während die ifo-Geschäftserwartungen bei einem Vorlauf von 2 Monaten die maximale Korrelation aufweist. Für die ZEW-Konjunkturerwartungen ergibt sich eine maximale Korrelation bei einem Vorlauf von 5 Monaten. Dieser Vorlauf ist deutlich größer als der Vorlauf, der im vorangegangenen Abschnitt aus dem Vergleich der Umkehrpunkte der Reihen bestimmt wurde. Der Earlybird-Indikator erzielt die größte Korrelation bei einem Vorlauf von 6 Monate. Dieser Wert stimmt gut mit dem durchschnittlichen Vorlauf aus der graphischen Analyse überein.

Für den FAZ-Konjunkturindikator ergibt sich eine maximale Korrelation zwischen den unverzögerten Zeitreihen, sodass mit Hilfe der Kreuzkorrelationen kein Vorlauf beobachtet werden kann. Für den Handelsblatt-Indikator wird die maximale Korrelation in Bezug auf einen Nachlauf von 4 Monaten festgestellt. Auch diese Werte stimmen im Großen und Ganzen mit den Werten aus der graphischen Analyse überein. Für den R-Wort-Indikator wird schließlich eine maximale Korrelation für einen Nachlauf von 2 Monaten ermittelt. Die Kreuzkorrelationen sind für diesen Indikator darüber hinaus nur schwach signifikant.

Zusammenfassend kann festgestellt werden, dass der Earlybird-Indikator beim graphischen Vergleich und der Kreuzkorrelations-Analyse die besten Ergebnisse liefert. Die ifo-Geschäftserwartungen und der ZEW-Indikator nehmen ebenfalls die konjunkturelle Entwicklung vorweg, allerdings mit einem deutlich geringeren Vorlauf als der Earlybird-Indikator. Die übrigen Konjunkturindikatoren zeigen keinen Vorlauf oder gar einen deutlichen Nachlauf im Vergleich zur Wachstumsrate des Produktionsindexes.

⁵Die kritischen Werte wurden berechnet als $c_k = 1.96\hat{\sigma}_k$ mit $\hat{\sigma}_k = \hat{\gamma}_0 + 2\sum_{i=1}^{10}\hat{\gamma}_i$. Dabei ist $\hat{\gamma}_i$ ein Schätzwert für $\gamma_i = E[(x_t - \mu_x)(y_{t+k} - \mu_y)(x_{t-i} - \mu_x)(y_{t+k-i} - \mu_y)]$.

4 Prognoseeigenschaften der Konjunkturindikatoren

Der graphische Vergleich zwischen den Konjunkturindikatoren und der Referenzreihe und die Kreuzkorrelationsanalyse können nur ein unvollständiges Bild von der Eignung der Indikatoren zur Konjunkturprognose liefern. Zur Beurteilung der Prognosequalität von Zeitreihen werden daher ökonometrische Prognosemodelle spezifiziert, mit deren Hilfe die Prognosegüte der Konjunkturindikatoren beurteilt wird. Zu diesem Zweck wird ein bivariates vektorautoregressives (VAR) Modell für die Variablen y_t (Jahreswachstumsrate des Produktionsindex) und x_t (jeweiliger Konjunkturindikator) spezifiziert:

$$y_t = c_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i x_{t-i} + u_t \quad (4)$$

$$x_t = c_2 + \sum_{i=1}^p \beta_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_i x_{t-i} + v_t, \quad (5)$$

wobei die Störgrößen $u_t \sim N(0, \sigma_u^2)$ und $v_t \sim N(0, \sigma_v^2)$ als Innovationen bezeichnet werden. Unter der Hypothese $\beta_1 = \dots = \beta_p = 0$ wird durch die Berücksichtigung der verzögerten Werte von x_t keine Verbesserung der Prognose von y_t erreicht, sodass der verzögerte Werte des Konjunkturindicators x_t keine Prognosefähigkeit für y_t besitzen. Ein Test der Hypothese $\beta_1 = \dots = \beta_p = 0$ wird auch als "Granger-Kausalitätstest" (vgl. Granger 1969) bezeichnet, da die Prognosefähigkeit als notwendiges Kriterium für eine Kausalbeziehung angesehen werden kann.

Zur Durchführung des Tests muss zunächst überprüft werden, ob die Variablen x_t und y_t stationär sind, da für instationäre Variablen eine abweichende Verteilungstheorie für die Teststatistiken anzuwenden wäre. Die Ergebnisse des Dickey-Fuller Tests (Dickey und Fuller, 1979) sind in Tabelle A.1 im Anhang wiedergegeben. Für alle Variablen lässt sich mindestens auf einem Signifikanzniveau von 0.10 die Instationarität der Zeitreihen ablehnen, sodass für die Teststatistiken die übliche (F) Verteilung unterstellt werden kann.

Zur Durchführung des Tests muss darüber hinaus die Lag-Ordnung p gewählt werden. Dazu wird das von Akaike vorgeschlagene Spezifikationskriterium verwendet (vgl. z.B. Lütkepohl, 1991, S. 129). Zur Überprüfung der

Tab. 2: Granger Kausalitätstests

Indikator	Lag-Ordnung	$x \longrightarrow y$	$y \longrightarrow x$
ifo-GK	15	1.831*	1.806
ifo-GE	3	9.715**	2.717
ZEW	2	14.17**	0.985
EBIRD	13	2.733**	1.386
FAZ	3	8.450**	3.071**
HB	15	1.051**	1.901*
R-WORT	15	1.676	2.245

Hinweis: Die 2. Spalte gibt die Lag-Ordnung p für das VAR-Modell wieder. Die 3. Spalte enthält die Teststatistiken des Granger Kausalitätstests. Die Teststatistik ist F -verteilt mit p und $T - 2p - 1$ Freiheitsgraden. * und ** verweist auf eine signifikante Teststatistik zum Signifikanzniveau von 0.05 bzw. 0.01.

Spezifikation werden die Residuen des VAR Modells mit Hilfe der Portmanteau-Statistik (z.B. Lütkepohl, 1991, S. 150) auf eine verbleibende Korrelation getestet. Die Lag-Ordnungen der resultierenden VAR Modelle sind zusammen mit den Ergebnissen des Granger-Kausalitätstests in Tab. 2 wiedergegeben.

Mit Ausnahme der beiden Indikatoren HB und R-WORT zeigen die Granger-Kausalitätstests eine statistisch signifikante Prognosefähigkeit der Konjunkturindikatoren für das Wachstum der Industrieproduktion an. Dabei weist die Teststatistik für den ZEW-Indikator den größten Wert auf, während die verzögerten Werte des ifo-Geschäftsklimas lediglich auf dem Niveau von 0.05 signifikant sind. Da für die HB- und R-Wort-Indikatoren keine Prognosefähigkeit nachgewiesen werden kann, werden diese beiden Konjunkturindikatoren bei der weiteren Analyse nicht berücksichtigt.

Granger-Kausalitätstests stellen auf die Prognosefähigkeit für die nachfolgende Periode ab. Um die Prognosegüte für längere Prognoseintervalle zu untersuchen, werden von Dufour & Renault (1998, 2001) die k -Schritt-Prognosegleichungen

$$y_{t+k} = c_1 + \sum_{i=0}^{p-1} \alpha_i^k y_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \beta_i^k x_{t-i} + u_t^k \quad (6)$$

betrachtet. Dabei ist zu beachten, dass aufgrund der überlappenden Prognosehorizonte die Störgröße u_t^k bis zum Lag $k - 1$ autokorreliert ist. Für einen bivariaten VAR-Prozess gilt, für den Fall, dass der Konjunkturindikator keine

Prognosefähigkeit für $k = 1$ besitzt, die Variable somit auch keine Prognosefähigkeit für höhere Prognosehorizonte mit $k > 1$ aufweist. Umgekehrt ist es jedoch möglich, dass der Konjunkturindikator gute Prognoseeigenschaften für $k = 1$ besitzt, aber höhere Prognosehorizonte nur unzureichend vorhersagen kann. Insofern ist es angebracht, die Prognosefähigkeit an unterschiedlichen Zeithorizonten zu untersuchen.

Als Kriterium für die Prognosegüte kann ein Prognosemaß verwendet werden, das von Geweke (1982) vorgeschlagen wurde. Eine Variante dieses Maßes kann als Bestimmtheitsmaß interpretiert werden (Breitung & Candelon, 2001). Bezeichne $\sigma_k^2(\mathcal{Y})$ die Varianz des univariaten Prognosefehlers, die auf einer Prognose von y_{t+k} mit $\{y_t, \dots, y_{t-p+1}\}$ beruht. Die Varianz des multivariaten Prognosefehlers von y_{t+k} auf Basis von $\{x_t, \dots, x_{t-p+1}, y_t, \dots, y_{t-p+1}\}$ wird mit $\sigma_k^2(\mathcal{X}, \mathcal{Y})$ bezeichnet.

Das Maß für die Prognosegüte zum Prognosehorizont k ist definiert als

$$R_k^2(x \rightarrow y) = 1 - \frac{\sigma_k^2(\mathcal{X}, \mathcal{Y})}{\sigma_k^2(\mathcal{Y})}. \quad (7)$$

Dieses Maß gibt den Anteil der Varianz einer univariaten Prognose von y_{t+k} wieder, der bei Berücksichtigung der zusätzlichen Information $\{x_t, \dots, x_{t-p+1}\}$ reduziert werden kann. Es entspricht dem Bestimmtheitsmaß einer Regression des univariaten Prognosefehlers auf x_t, \dots, x_{t-p+1} . Wenn das Bestimmtheitsmaß den Wert Null annimmt, verbessert die zusätzliche Variable die Prognose nicht und x besitzt somit keine Prognosefähigkeit zum Prognosehorizont k . Ein Kausalitätstest zum Horizont k ist somit äquivalent zum Test von $R_k^2(x \rightarrow y) = 0$ (vgl. Breitung & Candelon, 2001).

Tab. 3 gibt die Gütemaße für eine Prognose des Wachstums des Produktionsindex bis zu einem Jahr wieder. Dabei werden die theoretischen Prognosevarianzen durch Stichprobenvarianzen geschätzt.⁶ Die Ergebnisse weisen darauf hin, dass die ifo-Indikatoren eine vergleichsweise geringere Prognosegüte besitzen, während der Earlybird- und der FAZ-Indikator die größte Prognosefähigkeit auf Sicht von 4 – 8 Monate besitzen. Der ZEW-Indikator schneidet nur geringfügig schlechter ab.

⁶Eine Anwendung des von Dufour & Renault (2001) vorgeschlagenen Tests ergibt, dass die Hypothese $R_k^2(x \rightarrow y) = 0$ für alle angegebenen Prognosehorizonte und Konjunkturindikatoren abgelehnt werden kann. Die detaillierten Testergebnisse sind von den Autoren erhältlich.

Tab. 3: Prognosegüte bei unterschiedlichen Prognosehorizonten

k	ifo-GK	ifo-GE	ZEW	EBIRD	FAZ
1	0.292	0.215	0.225	0.324	0.196
2	0.206	0.240	0.368	0.361	0.347
3	0.264	0.276	0.473	0.444	0.479
4	0.273	0.278	0.556	0.510	0.516
5	0.334	0.256	0.524	0.599	0.523
6	0.346	0.230	0.501	0.572	0.564
7	0.371	0.211	0.463	0.583	0.590
8	0.391	0.162	0.432	0.587	0.618
9	0.433	0.129	0.421	0.558	0.603
10	0.449	0.102	0.392	0.511	0.587
11	0.475	0.108	0.383	0.528	0.574
12	0.538	0.106	0.375	0.498	0.558

Hinweis: Die Tabelle gibt die Bestimmtheitsmaße (7) zur Beurteilung der Prognosegüte für den Prognosehorizont $k = 1, \dots, 12$ wieder.

Die guten Prognoseeigenschaften des FAZ-Indikators sind vor dem Hintergrund der Ergebnisse aus der Kreuzkorrelations-Analyse überraschend. Allerdings muss bei dem Vergleich dieser beiden Analyseverfahren beachtet werden, dass die Kreuzkorrelation auf einer *unbedingten* Korrelation beruht, während das in Tabelle 2 wiedergegebenen Bestimmtheitsmaß ein auf die Vergangenheit der zu prognostizierenden Variable *bedingtes* Maß darstellt. Somit kann ein Indikator, der lediglich die vergangene Entwicklung des Wirtschaftswachstum abbildet bei der Kreuzkorrelations-Analyse gut abschneiden, obwohl der Indikator keine zusätzliche Information enthält. Aus diesem Grund sind die bedingten Prognoseeigenschaften von größerer Relevanz zur Vorhersage des Wirtschaftswachstum als die unbedingten Kreuzkorrelationen.

Kausalitätstests verwenden die gleichen Beobachtungsdaten für die Schätzung und Evaluation des Modells und erlauben somit nur die Beurteilung der *in-sample* Prognoseeigenschaften. Eine solche Analyse vermittelt nur dann ein zutreffendes Bild von der Prognosequalität *out-of-sample*, wenn die Modellannahmen erfüllt sind. So wird z.B. davon ausgegangen, dass die Modellparameter im gesamten Beobachtungszeitraum konstant sind. Ändern sich die Parameter dagegen infolge eines Strukturbruchs, können sich die in-sample und out-of-sample Prognoseeigenschaften erheblich unterscheiden (vgl. z.B. Clements & Hendry, 1998). Aus diesem Grund werden im Fol-

Tab. 4: Eigenschaften der Ex-Post-Prognosen

k	ifo-GK	ifo-GE	ZEW	EBIRD	FAZ
RMSE	1.899	1.751	1.545	1.575	1.522
MAE	1.632	1.471	1.199	1.236	1.155
Q(4)	2.641	3.575	1.339	5.564	3.897
F(2,28)	3.573*	10.68**	4.113*	0.387	5.362**

Hinweis: Die Ergebnisse basieren auf 30 Einschritt-Prognosen von 1999(i) bis 2001(vi). RMSE und MAE bezeichnen die Wurzel aus dem Mittleren Quadratischen Prognosefehler und den Mittleren Absoluten Prognosefehler. Q(m) ist die Box-Pierce Q-Statistik mit einem maximalen Lag $m = 4$. F(2,28) bezeichnet die F-Statistik für die Hypothese $\alpha = 0$ und $\beta = 1$ in (8). * und ** verweist auf eine signifikante Teststatistik zum Signifikanzniveau von 0.05 bzw. 0.01.

genden auch die Ex-Post-Prognosen der Modelle untersucht. Dazu wird der Zeitraum von 1991(i) bis 1998(xii) zur Schätzung des Modells verwendet, während für den verbleibenden Zeitraum von 1999(i) bis 2001(vi) Einschritt-Prognosen auf Basis des geschätzten Modells durchgeführt werden. Für die resultierenden 30 Prognosewerte werden die Wurzel aus der Mittleren Quadratischen Abweichung (RMSE) und die Mittlere Absolute Abweichung (MAE) bestimmt. Die Ergebnisse sind in Tab. 4 wiedergegeben. Insgesamt werden dabei die Resultate der Kausalitätstests bestätigt. Die Prognosen auf Basis der Indikatoren des ZEW, der F.A.Z. und der Wirtschaftswoche (EBIRD) weisen ähnliche Werte für den RMSE oder MAE auf, während die beiden ifo-Indikatoren im Mittel etwas ungenauere Prognosen liefern.

Zur Überprüfung der Eigenschaften der Ex-Post-Prognosen wird darüber hinaus getestet, ob die Prognosefehler in der Zeit korreliert sind. Die Box-Pierce Q-Statistik auf Autokorrelation der Prognosefehler kann die Hypothese unkorrelierter Prognosefehler bis zum Lag 4 für kein Modell verwerfen.⁷ Somit werden keine Anzeichen auf eine mögliche Ineffizienz der Prognosen mit Hilfe der Konjunkturindikatoren gefunden. Weitere Aufschlüsse über die Prognoseeigenschaften liefert die Regressionsgleichung:

$$y_n = \alpha + \beta \hat{y}_n + e_n \quad (8)$$

wobei \hat{y}_n die Prognose von y_n im Prognosezeitraum $n = 1, \dots, 30$ bezeichnet. Bei unverzerrten Prognosen gilt $\alpha = 0$ und $\beta = 1$. Der F -Test zur

⁷Für andere Werte des maximalen Lags kann die Hypothese unkorrelierter Prognosefehler ebenfalls nicht verworfen werden.

Überprüfung dieser Hypothesen ist in Tab. 4 wiedergegeben. Für die Indikatoren ifo-GE und FAZ können die Hypothesen auf einem Signifikanzniveau von 0.01 verworfen werden. Für ifo-GK und ZEW ergibt sich eine Ablehnung zum Signifikanzniveau von 0.05 und für den Earlybird-Indikator können die Hypothesen nicht verworfen werden. Somit erfüllt nur der Earlybird-Indikator das Kriterium einer unverzerrten Prognose. Für die anderen Indikatoren ist der Koeffizient α positiv, sodass diese Konjunkturindikatoren im Prognosezeitraum systematisch zu niedrige Prognosen geliefert haben.

5 Schlussfolgerung

In dieser Arbeit wurden unterschiedliche Konjunkturindikatoren für Deutschland auf ihre Vorlaufeigenschaften hin untersucht. Ein graphischer Vergleich in Bezug auf die Wendepunkte der ausgeählten Datenreihen wird ergänzt durch eine Kreuzkorrelationsanalyse zwischen den Konjunkturindikatoren und der Jahreswachstumsrate des Produktionsindex. Die Prognoseeigenschaften hinsichtlich unterschiedlicher Prognosehorizonte werden auf Basis eines VAR-Modells untersucht.

Die Ergebnisse dieser Studie zeigen eine sehr unterschiedliche Eignung der im Vergleich berücksichtigten Konjunkturindikatoren zur Prognose der konjunkturellen Entwicklung. Im Hinblick auf die einfache Konstruktionsweise des Earlybird-Indikators (er wird als gewichtetes Mittel aus drei Zeitreihen gebildet) ist es überraschend, dass dieser Indikator in der graphischen und ökonometrischen Analyse mit einem Vorlauf von etwa 6 Monaten am besten abschneidet, während z.B. der aufwendiger konstruierte Indikator des Handelsblatts nur unbefriedigende Vorlaufeigenschaften aufweist. Die auf den Erwartungen der Marktteilnehmer beruhenden Indikatoren des ZEW und ifo-Instituts zeigen ebenfalls stabile Vorlaufeigenschaften, wenngleich diese Indikatoren einen deutlich kürzeren Vorlauf aufweisen als der Earlybird-Indikator. Der Konjunkturindikator der F.A.Z. zeigt hinsichtlich des graphischen Vergleichs und der Kreuzkorrelationsanalyse nur einen geringfügigen Vorlauf. Allerdings ergibt die ökonometrische Analyse des FAZ-Konjunkturindikators eine hohe Prognosegüte im Rahmen eines bivariaten Prognoseansatzes. Dagegen besitzt der sehr einfach konstruierte R-Wort-Indikator nur sehr unzulängliche Prognoseeigenschaften.

Insgesamt zeigen die Ergebnisse, dass zuverlässige Konjunkturindikatoren sowohl auf der Basis von Erwartungen als auch auf der Basis einer geringen Anzahl aussagekräftiger Frühindikatoren konstruiert werden können. Dabei sollte insbesondere von der Kombination unterschiedlicher Indikatoren eine weitere Verbesserung der Konjunkturprognose zu erwarten sein.

Anhang: Unit-Root Tests

Die ökonometrische Analyse in Abschnitt 4 beruht auf der Annahme stationärer Zeitreihen. Zur Überprüfung dieser Annahme können Einheitswurzeltests (vgl. Dickey & Fuller, 1979) verwendet werden. Dabei wird für die Zeitreihe y_t (der Produktionsindex oder einer der Konjunkturindikatoren) die folgende Regressionsgleichung geschätzt:

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \phi y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Delta y_{t-i} + u_t$$

wobei $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ die Differenz der Zeitreihe bezeichnet. Die Lag-Ordnung k wurde mit dem Akaike Informationskriterium bestimmt. Für die Konjunkturindikatoren der F.A.Z. und des Handelsblatts ergibt sich eine signifikante Schätzung des Trendparameters β . Deshalb musste für diese beiden Zeitreihen ein Trend in die Gleichung aufgenommen werden, während für die übrigen Zeitreihen nur eine Konstante berücksichtigt wurde. Die Testergebnisse in Tabelle A.1 zeigen, dass für alle verwendeten Zeitreihen die Annahme stationärer Prozesse mindestens auf dem Signifikanzniveau von 0.10 abgesichert sind.

Tab. A.1: Eigenschaften der Einheitswurzeltests

y_t	Spezifikation	Lag-Ordnung	Teststatistik
IP	Konst.	12	-3.360**
ifo-GK	Konst.	6	-3,506**
ifo-GE	Konst.	5	-2.990**
ZEW	Konst.	1	-2.995**
EBIRD	Konst.	12	-2.515*
FAZ	Trend	3	-3.276*
HB	Trend	9	-4,780**
R-WORT	Konst.	9	-2.943**

Hinweis: * und ** verweist auf eine signifikante Teststatistik zum Signifikanzniveau von 0.10 bzw. 0.05.

Literaturverzeichnis

- AGwF** (2001a), Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute e.V.: Die Lage der Weltwirtschaft und der deutschen Wirtschaft im Frühjahr 2001, DIW-Wochenbericht 15-16/01.
- AGwF** (2001b), Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute e.V.: Die Lage der Weltwirtschaft und der deutschen Wirtschaft im Herbst 2001, DIW-Wochenbericht 43/01.
- Bahr, H.** (2000), Konjunkturelle Gesamtindikatoren, Europäische Hochschulschriften, Reihe V, Volks- und Betriebswirtschaftslehre, Vol. 2556.
- Brand, D., W. Gerstenberger und J.D. Lindlbauer** (1996), Ausgewählte Gesamtindikatoren des ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung, in: Oppenländer, K.H. (Hrsg.) Konjunkturindikatoren, Oldenbourg Verlag, München, 83–89.
- Breitung, J. und B. Candelon** (2001), Testing for Short and Long-run Causality: The case of the yield spread and economic growth, SFB 373 Discussion Paper No. 2001-96, Humboldt-Universität zu Berlin.
- Burns, A.F. und W.C. Mitchell** (1938), Statistical Indicators of Cyclical Revivals, NBER Bulletin 69.
- Clements, M.P und D.F. Hendry** (1998) Forecasting Economic Time Series, Cambridge University Press, Cambridge.
- Dickey, D.A. und W.A. Fuller** (1979) Distribution of Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, Journal of the American Statistical Association, 74, 427-431.
- Döpke, J., J. Krämer und E. Langfeldt** (1994), Konjunkturelle Frühindikatoren in Deutschland”, in: Konjunkturpolitik, 40, 133-153.
- Dufour J.M. and E. Renault** (1998), Short Run and Long run Causality in the Series: Theory, Econometrica, 66, 1099–1125.
- Dufour J.M. and E. Renault** (2001), Short-run and long-run causality in time series: Inference, Universität Montreal, mimeo.

- Fritsche, U.** (1999), Vorlaufeigenschaften von ifo-Indikatoren für Westdeutschland, DIW Diskussionspapier Nr. 179.
- Fritsche, U. und S. Stephan** (2000), Leading Indicators of German Business Cycles: An Assessment of Properties, DIW Diskussionspapier Nr. 207.
- Funke, N.** (1997), Predicting Recessions: Some Evidence for Germany, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 133, 91-102.
- Geweke J.** (1982), Measurement of Linear Dependence and Feedback Between Multiple Time Series, *Journal of the American Statistical Association*, 77, 304–324.
- Granger, C.W.J.** (1969), Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods”, *Econometrica*, 37, 424–438.
- Hüfner, F. und M. Schröder** (2001), Unternehmens- versus Analystenbefragungen - Zum Prognosegehalt von ifo-Geschäftserwartungen und ZEW-Konjunkturerwartungen, ZEW Discussion Papers No. 01-04, ZEW Mannheim.
- HypoVereinsbank** (2001), Policy Watch, München 7.9.2001.
- King, R.G. und S.T. Rebelo** (1993), Low Frequency Filtering and Real Business Cycles, *Journal of Economic Dynamics and Control* 17, 207–231.
- Langfeldt, E.** (1993), Zur Modifikation des F.A.Z.-Konjunkturindikators, IfW Kiel, mimeo.
- Langmantel, E.** (1999), Das ifo-Geschäftsklima als Indikator für die Prognose des Bruttoinlandsprodukts, ifo-Schnelldienst 16-17.
- Lindlbauer, J.D.** (1996), Ausgewählte Einzelindikatoren, in: Oppenländer, K.H. (Hrsg.) *Konjunkturindikatoren*, Oldenbourg Verlag, München, 70–82.
- Lütkepohl, H.** (1991), *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer, Berlin.

- Solveen, R.** (2001), "Konjunktur vor der Wende?", Deutschland: Konjunktur aktuell, Commerzbank, Juli/August 2001.
- Stock, J. and M. Watson** (1993) A Procedure for Predicting Recessions with Leading Indicators: Econometric Issues and Recent Experience in: J. Stock and M. Watson (Hrsg.), New Research on Business Cycles, Indicators and Forecasting, University of Chicago Press, Chicago.
- Strigel, W.H.** (1985), Das Geschäftsklima als Konjunkturindikator - eine Retrospektive, ifo Studien, 31, 29-68.
- van Suntum, U.** (1993), Handelsblatt-Frühindikator bleibt abwärts gerichtet, Handelsblatt, Nr. 11, Montag 18.1.1993.
- SVR** (2001), Jahresgutachten 2001/02: Für Stetigkeit - gegen Aktionismus, <http://www.sachverstaendigenrat.de>.
- Wolters, J. und F. Lankes** (1989), Das ifo-Geschäftsklima als Konjunkturindikator, ifo-Studien, 35, 198-209.