

Verbesserung von Konjunkturprognosen mittels des OECD Composite Leading Indicators und den Ergebnissen der ifo World Economic Survey: eine empirische Untersuchung für die G7-Staaten

Scheier, Johannes

Veröffentlichungsversion / Published Version

Arbeitspapier / working paper

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:

SSG Sozialwissenschaften, USB Köln

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Scheier, J. (2011). Verbesserung von Konjunkturprognosen mittels des OECD Composite Leading Indicators und den Ergebnissen der ifo World Economic Survey: eine empirische Untersuchung für die G7-Staaten. (sofia-Diskussionsbeiträge zur Institutionenanalyse, 11-6). Darmstadt: Hochschule Darmstadt, FB Gesellschaftswissenschaften und Soziale Arbeit, Sonderforschungsgruppe Institutionenanalyse (sofia). <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-376245>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

**Verbesserung von Konjunkturprognosen mittels
des OECD Composite Leading Indicators und
den Ergebnissen der ifo World Economic Survey**

- eine empirische Untersuchung für die G7-Staaten

Johannes Scheier

sofia-Diskussionsbeiträge 11-6, Darmstadt 2011

ISBN: 978-3-941627-09-3

Sofia-Diskussionsbeiträge
zur Institutionenanalyse
Nr. 11-6

ISSN 1437 – 126X
ISBN 978-3-941627-09-3

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	3
2	Prognosequalität	6
3	Vergleich des Zukunftsbezugs	21
4	Informationsgewinn?	27
5	Schlussfolgerungen	34
	Literatur	37
	Anhang	39

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: MAP der BIP-Prognosen	9
Abbildung 2: MRAPS der BIP-Prognosen	12
Abbildung 3: MP der BIP-Prognosen	14
Abbildung 4: p-Werte des Tests auf Unverzerrtheit	16
Abbildung 5: p-Werte der Panelregression des Tests auf Unverzerrtheit	19
Abbildung 6: Bestimmtheitsmaße der verschiedenen Vorhersageansätze	25
Abbildung 7: p-Werte für die Hypothese, dass kein signifikanter Bezug zum BIP messbar ist	26

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1: Mittlerer absoluter Prognosefehler der Konsensprognosen für das BIP der G7-Staaten von 1991-2009.....	10
Tabelle 2: MRAPS der Konsensprognosen für das BIP der G7-Staaten von 1991-2009	13
Tabelle 3: Mittlerer Prognosefehler (MP) der Konsensprognosen für das BIP der G7-Staaten von 1991-2009	15
Tabelle 4: p-Werte des Tests auf Unverzerrtheit aus Gleichung (4).....	17
Tabelle 5: Werte der Durbin-Watson-Statistik zur Überprüfung auf systematische Bestandteile in den Residuen.....	18
Tabelle 6: (Unterstellter) Abstand zwischen Erstellung und Gültigkeitszeitpunkt der Daten in Monaten (Prognosehorizont). 23	
Tabelle 7: Übersicht über den zeitlichen Eingang der Daten in den Test auf Nutzen der Zusatzinformationen.....	31
Tabelle 8: Regressionsergebnisse inkl. der Zusatzinformation OECD CLI	32
Tabelle 9: Regressionsergebnisse der Konsensprognosen inkl. der Zusatzinformation ifo WES.....	33
Tabelle 10: Bestimmtheitsmaße und p-Werte der drei Vorhersageansätze bezogen auf die Wachstumsrate in den USA von 1991-2009....	39
Tabelle 11: Bestimmtheitsmaße und p-Werte der drei Vorhersageansätze bezogen auf die Wachstumsrate in Großbritannien von 1991-2009	40
Tabelle 12: Bestimmtheitsmaße und p-Werte der drei Vorhersageansätze bezogen auf die Wachstumsrate in Deutschland von 1991-2009	41
Tabelle 13: Bestimmtheitsmaße und p-Werte der drei Vorhersageansätze bezogen auf die Wachstumsrate in Japan von 1991-2009.....	42
Tabelle 14: Bestimmtheitsmaße und p-Werte der drei Vorhersageansätze bezogen auf die Wachstumsrate in Frankreich von 1991-2009..	43
Tabelle 15: Bestimmtheitsmaße und p-Werte der drei Vorhersageansätze bezogen auf die Wachstumsrate in Kanada von 1991-2009	44
Tabelle 16: Bestimmtheitsmaße und p-Werte der drei Vorhersageansätze bezogen auf die Wachstumsrate in Italien von 1991-2009	45

1

Einleitung

An Konjunkturprognosen werden die verschiedensten Forderungen gestellt. Die Hauptforderung ist zunächst einmal eine gute Qualität, damit Sie als Planungsgrundlage für Staaten, Unternehmen und Akteure an den Finanzmärkten dienen können.

Die Grundlagen für eine Aufteilung dieser Hauptforderung in einzelne Bestandteile hat Muth (1961) mit seiner Hypothese rationaler Erwartungen geliefert. Demnach weicht eine perfekte Prognose nur in der Höhe der unvorhersehbaren Zufallseinflüsse von der tatsächlichen Realisierung des Prognosegegenstands ab. Hierfür müssen die Prognosen mehrere Eigenschaften aufweisen:

1. Sie dürfen keine systematische Verzerrung aufweisen. Diese liegt vor, wenn es zu immer gleichen Fehleinschätzungen kommt.
2. Alle relevanten Informationen müssen für die Erstellung der Prognosen berücksichtigt werden. Dies schließt die Kenntnisnahme der eigenen Prognosefehler der Vergangenheit mit ein.
3. Für Konjunkturprognosen im Speziellen muss gelten, dass die Prognostiker Kenntnis über die ökonomischen Zusammenhänge für das Zustandekommen gesamtwirtschaftlicher Dynamik besitzen.

Sind alle 3 Punkte erfüllt, dann spricht man von „effizienten“ Prognosen. Die Finanzkrise hat den Ökonomen zum wiederholten Mal vor Augen geführt, dass scheinbar vor allem beim 3. Punkt große Defizite auszumachen sind. Bei den Volkswirtschaften handelt es sich um außerordentlich komplexe Gebilde, deren Strukturierung sich darüber hinaus laufend ändert. So wird selbst die Debatte um das Zustandekommen der Konjunktur trotz einer bald 150-jährigen Forschungstradition¹ noch mit völlig offenem Ausgang² geführt.

Die lückenhaften Kenntnisse der ökonomischen Zusammenhänge äußern sich in der eingeschränkten Treffsicherheit der Konjunkturprognosen. Davon un-

¹ Stavenhagen (1969) bezeichnet Clément Juglar (1819-1905) als Entdecker des Konjunkturzyklus. In dessen 1862 erschienen Werk „Des crises commerciales et de leur retour périodique en France, en Angleterre et aux Etats Unis“ benennt Juglar die drei Phasen Aufschwung, Krise und Stockung, stellt eine Wellenbewegung von 8-10 Jahren fest und belegt dies erstmals anhand einer empirischen Analyse.

² Diskutiert werden unter anderem folgende Ursachen für Konjunkturzyklen: Temporäre Ungleichgewichte auf den Güter- und Faktormärkten (Keynesianismus), monetäre Gründe (Österreichische Schule), politisch induzierte Zyklen (neue politische Ökonomie), externe Schocks, Vertrauensverlust als Grund für Rezessionen.

benommen sind allerdings die ersten beiden Forderungen. Wird das Wirtschaftswachstum bspw. kontinuierlich überschätzt, so müssten die zukünftigen Prognosen eben nach unten korrigiert werden. Dennoch werden solche systematische Fehler von Konjunkturprognosen immer wieder – so auch in dieser Studie – festgestellt.

Bezüglich des 2. Punkts weist Nordhaus (1987) darauf hin, dass man schlecht „alle“ Informationen auf ihre Relevanz hin testen könnte.³ An diesem Punkt setzt diese Studie an. Wenn frei verfügbare Frühindikatoren einen höheren Zukunftsbezug als professionelle Konjunkturprognosen aufweisen, kann man die Verarbeitung dieser Informationen mit aller Deutlichkeit von den Prognostikern fordern. Unter Zukunftsbezug wird die Stärke des gemessenen Zusammenhangs zwischen Prognose bzw. Frühindikator und der tatsächlich eingetretenen Wirtschaftsentwicklung verstanden.

Der Fokus liegt bei dieser Untersuchung auf Frühindikatoren mit einem hohen qualitativen Anteil. Einen frühen Hinweis auf ihren Nutzen liefert Kirchgässner (1982), der die Ergebnisse der Neujahrsumfrage des Allensbach-Instituts für die Wirtschaftsentwicklung in Deutschland mit der Konjunkturprognose des Sachverständigenrats der Bundesregierung vergleicht. Die Umfrageergebnisse weisen dabei einen stärkeren Zusammenhang zur Wirtschaftsentwicklung des Folgejahres auf als die professionellen Konjunkturprognosen. Der Nutzen qualitativer Frühindikatoren wird vor allem für die rechtzeitige Erkennung konjunktureller Wendepunkte immer wieder festgestellt (Fritsche 1999, Hüfner / Schröder 2002, Kunkel 2003, Abberger / Nierhaus 2007, Seiler 2009, Ziegler 2009). Claveria, Pons und Ramos (2007) testen die Verwendung solcher Indikatoren in ökonometrischen Prognosemodellen. Ein Vergleich mit tatsächlich abgegebenen Konjunkturprognosen für die Wirtschaftsentwicklung auf Jahresbasis liegt jedoch nicht vor.

Ein solcher Vergleich erfolgt in dieser Studie mittels zweier Datenreihen, die auf ihre Relevanz für die Konjunkturprognosen hin untersucht werden. Zum einen erfolgt eine Betrachtung des monatlich von der OECD veröffentlichten Composite Leading Indicators (CLI). Dieser wird für jede Volkswirtschaft individuell konstruiert und beinhaltet sowohl quantitative als auch qualitative Frühindikatoren. Zum anderen erfolgt eine Überprüfung einer weltweiten Umfrage des Münchener ifo-Instituts, der World Economic Survey (WES). Dabei werden weltweit Wirtschaftsexperten unter anderem hinsichtlich ihrer Einschätzung zur Lage der Weltkonjunktur in den nächsten 6 Monaten befragt.

³ Er schlägt daher vor, lediglich einen Test auf die „schwache“ Effizienz der Prognosen durchzuführen. Diese liegt vor, wenn die Prognosefehler nicht autokorreliert sind sondern einem sog. random-walk unterliegen.

Stellvertretend für die Konjunkturprognosen werden Konsensprognosen der britischen Fachzeitschrift Consensus Forecasts als Datenbasis verwendet. Ihre Veröffentlichung erfolgt monatlich, wobei sich je eine Prognose auf das laufende und eine auf das kommende Jahr bezieht. Für jedes Jahr liegen also 24 separate Prognosen vor. Die Untersuchung erstreckt sich auf den Zeitraum 1991 – 2009 und umfasst die G7-Staaten.

Der 2. Abschnitt dieser Untersuchung dient der Beurteilung der Qualität der untersuchten Konjunkturprognosen. Im 3. Abschnitt erfolgt ein Vergleich des Zukunftsbezugs der Prognosen mit den Zeitreihen der OECD und des ifo-Instituts. Der 4. Abschnitt zeigt schließlich, dass die Berücksichtigung dieser Zusatzinformationen mit hoher Wahrscheinlichkeit zu einer Verbesserung der Konjunkturprognosen beigetragen hätte.

2

Prognosequalität

Zunächst erfolgt eine Einschätzung der Qualität der in dieser Studie untersuchten Konjunkturprognosen. Als Datenbasis dienen die Veröffentlichungen der britischen Fachzeitschrift *Consensus Forecasts*. Die Zeitschrift wurde 1989 in der Folge einer wissenschaftlichen Debatte um den Nutzen von zusammengefassten Prognosen gegründet.⁴ Seitdem werden monatlich von ca. 40 Banken und Wirtschaftsforschungsinstituten Prognosen für verschiedene volkswirtschaftliche Indikatoren und Staaten publiziert – gemeinsam mit dem jeweiligen arithmetischen Mittel der Einzelprognosen, der sogenannten Konsensprognose.

Die veröffentlichten Prognosen lassen sich in zwei Kategorien einteilen – Prognosen mit konstantem und Prognosen mit variablem Prognosehorizont. Bei konstantem Horizont (*fixed-horizon-forecasts*) erfolgt zwischen zwei Ausgaben keine Veränderung der Zeitspanne zwischen Veröffentlichung und Eintritt des Prognosegegenstands. Zinsprognosen (Horizont 3 Monate) der Januar-Ausgabe haben ihren Gültigkeitszeitpunkt im April, die Vorhersagen der Februar-Ausgabe im Mai.

Die in dieser Studie untersuchten Prognosen für das Bruttoinlandsprodukt gehören der zweiten Kategorie an, den sogenannten *fixed-event* oder *fixed-target-forecasts*. Monatlich wird je eine Prognose für das laufende und eine für das kommende Jahr veröffentlicht. Die Prognosen der Januar-Ausgabe erreichen ihr volle Gültigkeit somit zum Ende des laufenden und des kommenden Jahres – ebenso wie die Prognosen der Februar-Ausgabe. Der Prognosehorizont für das laufende Jahr verringert sich dabei zwischen den beiden Ausgaben von 12 auf 11 Monate, der für das kommende Jahr von 24 auf 23 Monate. Für jedes Jahr werden von den Instituten also 24 Prognosen bei kontinuierlich rückläufigem Prognosehorizont abgegeben. Dies ermöglicht eine Betrachtung der Prognosegüte in Abhängigkeit vom Prognosehorizont.

Consensus Forecasts erscheint seit Oktober 1989. Die laufende Vergrößerung dieser Datenbasis führt zunehmend zu Publikationen, die sich mit deren Auswertung befassen. Batchelor (2001) stellt fest, dass die Prognosen des Weltwährungsfonds und der OECD schlechter abschneiden als die in *Consensus Forecasts* veröffentlichten Konsensprognosen, in die vorwiegend Prognosen

⁴ Bates und Granger haben die Möglichkeit der Konsensprognosen 1969 als Erste erörtert. Die Debatte über den Nutzen und die Grenzen von Konsensprognosen gipfelte 1989 in Sonderausgaben des „*Journal of Forecasting*“ und des „*International Journal of Forecasting*“. Anschließend kam es zur Gründung von „*Consensus Economics*“ und zum Start der Publikationsreihe „*Consensus Forecasts*“.

privater Banken eingehen. Er rät zur Vorsicht bei der Interpretation der Ergebnisse, da die Datenbasis zu diesem Zeitpunkt noch recht schmal ist. Auch Blix et al. (2001) kommen bei ihrer Untersuchung zu diesem Schluss. Zudem sind in den 1990ern die Prognosen für die Inflationsraten besser geglückt als für das jeweilige Bruttoinlandsprodukt. Auch sehen sie Anzeichen für ein Herdenverhalten der Prognostiker, da die Prognoserevisionen im Zeitverlauf große Ähnlichkeiten aufweisen. Loungani (2001) kann keine größeren Unterschiede zwischen der Qualität von Prognosen für Industrie- und Entwicklungsländer ausmachen. Allerdings seien die Prognosen vor allem für Entwicklungsländer in der Tendenz durch Überschätzung verzerrt und generell durch jeweils hohe Korrelationen der Revisionen zu glatt, was zur Einschätzung des Vorliegens mangelnder „Effizienz“ der Prognosezeitreihen führt. Isiklar und Lahiri (2007) stellen bei einer Überprüfung von BIP-Prognosen für 18 Staaten fest, dass die Qualität erst bei einem Horizont von 14 Monaten ein befriedigendes Niveau erreicht.

Ager, Kappler und Osterloh (2007) identifizieren bei der Mehrzahl von Prognosen für das Bruttoinlandsprodukt von 12 Industrieländern systematische Prognosefehler, sofern sich die Vorhersagen auf das kommende Jahr beziehen. Sie vermuten ein Herdenverhalten als mögliche Ursache.

Osterloh (2008) kommt bei seiner Analyse von BIP-Prognosen für Deutschland zu dem Schluss, dass die Vorhersage des jeweils kommenden Jahres kaum gelingt. Als mögliche Erklärung verweist er auf die zahlreichen exogenen Schocks im Untersuchungszeitraum, welche zudem nach ihrem Eintritt zu zögerlich in den Prognosen berücksichtigt wurden. Dovern und Weisser (2011) untersuchen die Daten von Consensus Economics mittels eines panel-basierten Ansatzes, wobei sie auch die individuellen Prognosen für die G7-Staaten berücksichtigen. Sie stellen eine große Heterogenität der Prognosegenauigkeit, und Rationalität fest, wobei in der Tendenz die Inflationsprognosen am besten gelingen.

In dieser Studie werden die BIP-Prognosen (BSP für Japan bis 1993) für die G7 Staaten untersucht. Diese wurden von Anfang an in Consensus Forecasts berücksichtigt, während weitere Staaten erst später hinzukamen. Das erste Jahr, für welches die Prognosen ab dem Januar des Vorjahres zur Verfügung stehen, ist das Jahr 1991. Die Auswertung berücksichtigt Prognosen für die Jahre 1991 – 2009.

Messen müssen sich die Prognosen an der tatsächlich eingetretenen Wachstumsrate des Bruttoinlandsprodukts der G7-Staaten, wobei die Wahl der Vergleichsdaten weniger trivial ist als sie zunächst scheint. Zieht man Zeitreihen der jeweiligen statistischen Ämter für den gesamten Untersuchungszeitraum

heran, so ist mit deutlichen Revisionen als Folge von Änderungen bei der Datenerfassung bzw. Aufbereitung der Werte zu rechnen. Diese können zu „künstlichen“ Prognosefehlern führen, welche das Untersuchungsergebnis verfälschen würden. Überwiegend werden in anderen Studien mit diesem Datensatz daher die tatsächlichen Werte als Vergleichsmaßstab genommen, die in der Mitte des jeweils folgenden Jahres in Consensus Forecasts veröffentlicht worden sind. Dies ist auch in dieser Studie der Fall. Als Vergleichswert wird das jeweilige Bruttoinlandsprodukt der Mai-Ausgabe des Folgejahres verwendet.

Um eine Einschätzung der Prognosequalität vornehmen zu können, erfolgt zunächst die Betrachtung der mittleren absoluten Prognosefehler (MAP) für die einzelnen Länder und Prognosehorizonte. Dabei handelt es sich um den Mittelwert aller absoluten Prognosefehler, die sich wiederum aus der Differenz zwischen Prognose P und tatsächlichem Wert A zum jeweiligen Zeitpunkt t bei der Gesamtzahl $T=19$ Jahre ergeben.

$$(1) \quad \text{MAP} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |P_t - A_t|$$

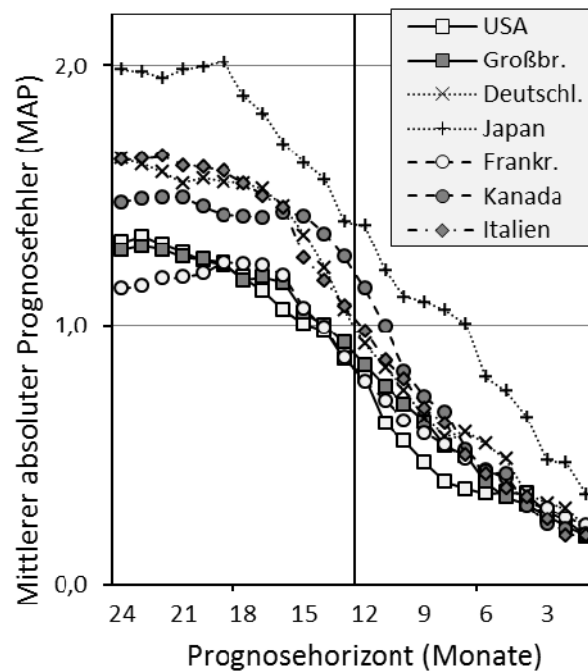


Abbildung 1: MAP der BIP-Prognosen

Für alle G7-Staaten zeigt sich ein sehr ähnliches Bild (Abbildung 1). Die Prognosen für das jeweils kommende Jahr weisen fast durchgängig einen MAP > 1 Prozentpunkt auf. Um den Jahreswechsel herum verbessern sich die Prognosen deutlich und nehmen bei einem Prognosehorizont von 11 Monaten bis auf die Prognosen für Japan durchgängig einen MAP < 1 Prozentpunkt an. Das Bruttoinlandsprodukt für das jeweils laufende Jahr ist also im Mittel mit einem Fehler von deutlich unter einem Prozentpunkt vorhergesagt worden. Der Informationsvorteil durch kürzere Prognosehorizonte und die daraus resultierenden niedrigeren Prognosefehler sind für alle Volkswirtschaften gleichermaßen erkennbar. Die einzelnen Werte sind Tabelle 1 zu entnehmen.

Tabelle 1: Mittlerer absoluter Prognosefehler der Konsensprognosen für das BIP der G7-Staaten von 1991-2009

PH	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Mon.	USA	UK	DE	JA	FR	KA	IT
24	1,32	1,29	1,64	1,98	1,14	1,47	1,64
23	1,34	1,31	1,62	1,97	1,15	1,49	1,64
22	1,31	1,29	1,59	1,95	1,18	1,49	1,65
21	1,28	1,26	1,55	1,98	1,18	1,49	1,62
20	1,25	1,25	1,57	1,99	1,20	1,46	1,61
19	1,23	1,24	1,55	2,02	1,24	1,43	1,59
18	1,18	1,17	1,55	1,88	1,24	1,42	1,55
17	1,13	1,18	1,53	1,82	1,23	1,42	1,50
16	1,06	1,16	1,46	1,70	1,19	1,44	1,45
15	1,01	1,05	1,35	1,63	1,06	1,42	1,26
14	0,98	1,00	1,22	1,56	0,99	1,35	1,17
13	0,87	0,93	1,06	1,40	0,87	1,26	1,07
12	0,80	0,85	0,93	1,38	0,78	1,14	0,98
11	0,62	0,76	0,84	1,21	0,71	0,99	0,86
10	0,55	0,69	0,75	1,11	0,63	0,82	0,79
9	0,47	0,63	0,64	1,09	0,58	0,72	0,68
8	0,39	0,53	0,57	1,06	0,54	0,66	0,62
7	0,37	0,49	0,59	1,01	0,48	0,52	0,50
6	0,35	0,39	0,54	0,80	0,44	0,44	0,43
5	0,36	0,34	0,48	0,75	0,41	0,43	0,37
4	0,35	0,31	0,35	0,65	0,32	0,31	0,34
3	0,28	0,26	0,32	0,48	0,29	0,23	0,25
2	0,24	0,22	0,29	0,47	0,26	0,21	0,19
1	0,18	0,19	0,22	0,35	0,23	0,19	0,19

PH = Prognosehorizont in Monaten

Für die Beantwortung der Frage, ob diese Werte jetzt gut oder schlecht sind, ist ein Vergleichswert hilfreich. Üblich bei der Prognoseevaluation ist der Vergleich mit der naiven Prognose, sei es mit dem mittleren relativen absoluten Prognosefehler bezogen auf die naive Prognose (MRAPnP) oder Theils U (Theil 1971). Bei einer naiven Prognose erfolgt lediglich eine Übertragung der Gegenwartswerte in die Zukunft. Der französische Mathematiker Pierre Simon Laplace (1841) hat diese Überlegung in die Literatur als „Prinzip des unzureichenden Grundes“ eingeführt.

In dieser Studie wird mit Verweis auf das Untersuchungsdesign auf die Auswertung mittels dieser gängigen Gütemaße verzichtet. So ließe sich zwar für eine Prognose zu Jahresbeginn möglicherweise der Wert des Vorjahres als naive Prognose nutzen – sofern dieser bereits von den jeweiligen Statistikämtern veröffentlicht worden ist. Ab der Jahresmitte kann jedoch der Gegenwartswert nicht in die Zukunft fortgeschrieben werden, da das Wirtschaftswachstum des laufenden Jahres noch nicht feststeht. Als Alternative bietet sich die gemesse-

ne durchschnittliche Schwankung des BIP im Untersuchungszeitraum an. Es ist legitim von den Prognostikern zu fordern, dass die Prognosefehler niedriger als die durchschnittlichen Änderungsraten des Gegenstands der Prognosen sind. Sind die Fehler größer, so bieten die Prognosen keinen Nutzen.

Um leicht interpretierbare Ergebnisse zu erzielen, erfolgt ähnlich dem MRAPnP eine Division der absoluten Prognosefehler durch die jeweiligen absoluten Änderungsraten des Bruttoinlandsprodukts. Somit gelangt man zum mittleren absoluten Prognosefehler bezogen auf die mittlere Schwankung des Prognosegegenstands (MRAPS).

$$(2) \quad \text{MRAPS} = \frac{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |P_t - A_t|}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |A_{t-1} - A_t|}$$

Ein $\text{MRAPS} < 1$ bedeutet, dass die Prognosefehler geringer als die Durchschnittsschwankung des BIP ausgefallen sind. Einen solchen Wert sollte man zumindest über einen längeren Untersuchungszeitraum von einer nutzbaren Prognose erwarten können.

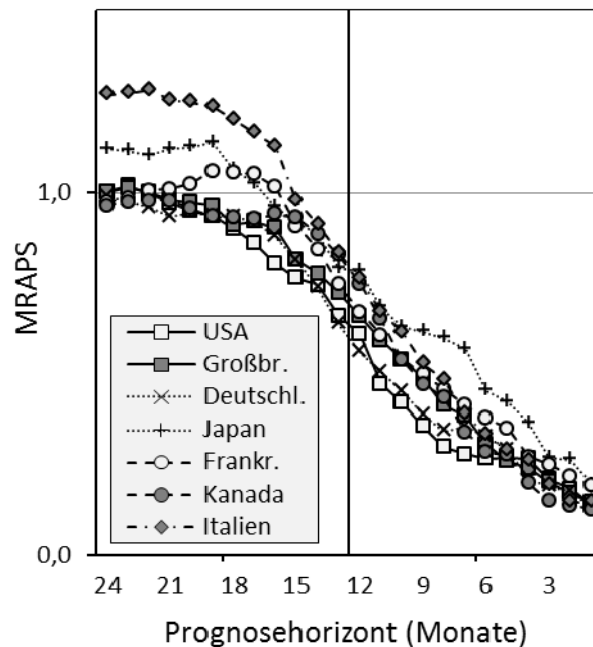


Abbildung 2: MRAPS der BIP-Prognosen

In Abbildung 2 wird deutlich, dass die Prognostiker diesem Anspruch zunächst nicht gerecht werden. Die Prognosen für das kommende Jahr erreichen erst gegen Ende des laufenden Jahres einen Wert deutlich < 1 . Die Prognosefehler der BIP-Prognosen, die in der ersten Jahreshälfte für das kommende Jahr abgegeben wurden, liegen in einer ähnlichen Größenordnung wie die durchschnittliche Veränderungsrate des Wirtschaftswachstums. Die Prognosefehler der Prognosen für Italien und Japan liegen zunächst sogar deutlich darüber. Ab dem Herbst verbessern sich die Prognosen für alle G7-Staaten deutlich. Hier scheint sich der Informationsgewinn durch die spätere Prognoseabgabe für die Prognostiker auszuzahlen. Die Prognosen für das jeweils laufende Jahr (Prognosehorizont ≤ 12 Monate) weisen durchweg einen MRAPS von deutlich < 1 auf. Die Leistung relativiert sich allerdings dadurch ein wenig, da in diesem Fall zunehmend real gemessene Werte des Bruttoinlandsprodukts in die Prognosen eingehen können. Die einzelnen Werte sind Tabelle 2 zu entnehmen.

Tabelle 2: MRAPS der Konsensprognosen für das BIP der G7-Staaten von 1991-2009

PH Mon.	(1) USA	(2) UK	(3) DE	(4) JA	(5) FR	(6) KA	(7) IT
24	1,00	1,00	0,99	1,12	0,97	0,96	1,27
23	1,02	1,01	0,98	1,11	0,98	0,97	1,27
22	1,00	1,00	0,96	1,10	1,01	0,98	1,28
21	0,97	0,98	0,93	1,12	1,01	0,98	1,25
20	0,95	0,97	0,94	1,13	1,02	0,95	1,25
19	0,94	0,96	0,93	1,14	1,06	0,93	1,24
18	0,90	0,91	0,93	1,06	1,06	0,93	1,20
17	0,86	0,92	0,92	1,02	1,05	0,93	1,16
16	0,80	0,90	0,88	0,96	1,01	0,94	1,13
15	0,76	0,81	0,81	0,92	0,91	0,93	0,98
14	0,74	0,78	0,74	0,88	0,84	0,89	0,91
13	0,66	0,72	0,64	0,79	0,75	0,83	0,83
12	0,61	0,66	0,56	0,78	0,67	0,75	0,76
11	0,47	0,59	0,50	0,68	0,61	0,65	0,67
10	0,42	0,54	0,45	0,63	0,54	0,54	0,61
9	0,36	0,49	0,39	0,61	0,50	0,47	0,53
8	0,30	0,41	0,34	0,60	0,46	0,43	0,48
7	0,28	0,38	0,35	0,57	0,41	0,34	0,39
6	0,27	0,31	0,33	0,45	0,38	0,29	0,33
5	0,27	0,26	0,29	0,42	0,35	0,28	0,29
4	0,27	0,24	0,21	0,37	0,27	0,20	0,26
3	0,21	0,20	0,19	0,27	0,25	0,15	0,20
2	0,18	0,17	0,18	0,26	0,22	0,14	0,15
1	0,14	0,15	0,13	0,20	0,19	0,13	0,15

PH = Prognosehorizont in Monaten

Im Folgenden werden die Eigenschaften der Prognosefehler eingehender betrachtet. Für „effiziente“ Prognosen gilt die Forderung, dass deren Fehler keine Systematik aufweisen dürfen. Dies leitet sich aus der Hypothese der rationalen Erwartungsbildung von Muth (1961) ab. Die einfachste Form systematischer Prognosefehler ist eine kontinuierliche Über- oder Unterschätzung des Prognosegegenstands.

Einen ersten Überblick erhält man durch die Berechnung des mittleren Prognosefehlers (MP), der eine Aufhebung von Über- und Unterschätzungen seitens der Prognostiker zulässt. Eine längere Prognosezeitreihe müsste einen durchschnittlichen MP nahe 0 aufweisen, um als unverzerrt gelten zu können.

Seien die Prognose wieder P und der tatsächliche Wert wieder A zum jeweiligen Zeitpunkt t bei der Gesamtzahl der Beobachtungen $T=19$ Jahre. Der mittlere Prognosefehler berechnet sich dann folgendermaßen:

$$(3) \quad MP = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T P_t - A_t$$

Die mittleren Prognosefehler der Konsensprognosen für die G7-Staaten sind der Abbildung 3 zu entnehmen.

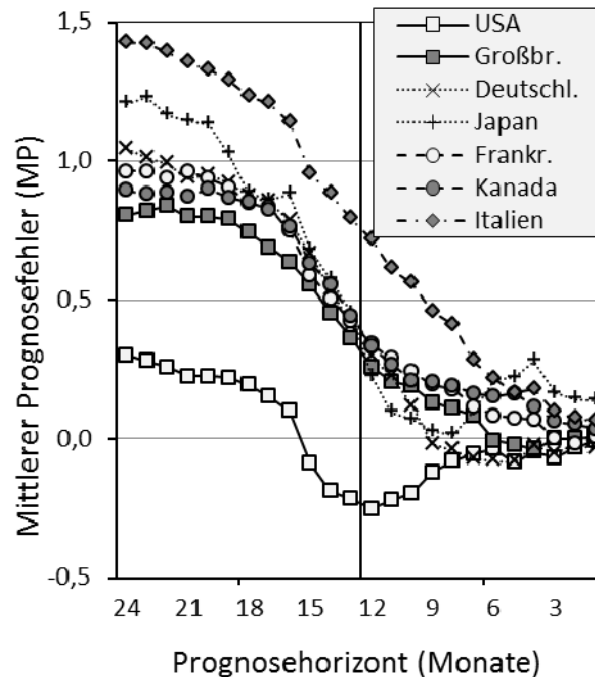


Abbildung 3: MP der BIP-Prognosen

Bei den Prognosen für das kommende Jahr (Prognosehorizont > 12 Monate) erfolgt durch die Prognostiker fast ausschließlich eine Überschätzung des Wirtschaftswachstums. Lediglich ab einem Prognosehorizont von 15 Monaten sind durchschnittliche Unterschätzungen für die USA festzustellen. Bei den Prognosen für das laufende Jahr ergibt sich kein eindeutiges Bild mehr. Das Phänomen der durchschnittlichen Überschätzung des Wirtschaftswachstums verschwindet bei den geringeren Prognosehorizonten zusehends. Die einzelnen Werte sind der Tabelle 3 zu entnehmen.

Tabelle 3: Mittlerer Prognosefehler (MP) der Konsensprognosen für das BIP der G7-Staaten von 1991-2009

PH Mon.	(1) USA	(2) UK	(3) DE	(4) JA	(5) FR	(6) KA	(7) IT
24	0,30	0,81	1,04	1,21	0,96	0,89	1,43
23	0,28	0,82	1,01	1,23	0,96	0,88	1,42
22	0,26	0,84	0,99	1,16	0,94	0,88	1,39
21	0,23	0,80	0,94	1,14	0,96	0,87	1,35
20	0,23	0,80	0,95	1,13	0,94	0,90	1,33
19	0,22	0,79	0,92	1,03	0,91	0,87	1,29
18	0,19	0,74	0,87	0,88	0,85	0,85	1,23
17	0,15	0,69	0,85	0,86	0,83	0,83	1,21
16	0,10	0,64	0,78	0,88	0,75	0,76	1,14
15	-0,09	0,55	0,66	0,68	0,59	0,63	0,95
14	-0,19	0,45	0,54	0,57	0,51	0,55	0,88
13	-0,22	0,36	0,41	0,45	0,42	0,44	0,79
12	-0,25	0,26	0,29	0,23	0,34	0,33	0,72
11	-0,22	0,21	0,23	0,09	0,29	0,27	0,61
10	-0,19	0,19	0,12	0,07	0,24	0,21	0,56
9	-0,12	0,13	-0,02	0,03	0,19	0,21	0,46
8	-0,08	0,11	-0,04	0,02	0,18	0,19	0,41
7	-0,05	0,08	-0,07	0,10	0,12	0,16	0,28
6	-0,04	-0,01	-0,08	0,21	0,08	0,15	0,22
5	-0,08	-0,02	-0,08	0,22	0,07	0,16	0,16
4	-0,05	-0,04	-0,03	0,28	0,07	0,12	0,18
3	-0,07	0,00	-0,05	0,16	0,00	0,06	0,09
2	-0,03	0,00	-0,02	0,14	-0,02	0,05	0,07
1	-0,01	0,01	-0,04	0,14	0,01	0,04	0,06

PH = Prognosehorizont in Monaten

Für eine präzisere Überprüfung der Prognosefehler auf systematische Komponenten hin hat sich der Test auf Unverzerrtheit in Form der Mincer-Zarnowitz-Regression (Mincer / Zarnowitz 1969) als Standard etabliert. Seien A der jeweils reale Wert, P die dazugehörige Prognose und u der Fehlerterm jeweils zum Zeitpunkt t , dann hat die Mincer-Zarnowitz-Regression folgende Gestalt:

$$(4) \quad A_t = \alpha + \beta P_t + u_t$$

Für den Nachweis der Unverzerrtheit erfolgt ein Test der Gemeinschaftshypothese $\alpha=0$ und $\beta=1$. Zudem darf der Fehlerterm keine Autokorrelation aufweisen, wofür üblicherweise eine Überprüfung mittels des Durbin-Watson-Tests erfolgt.

An dieser Stelle ist es angebracht, auf die recht geringe Zahl der Beobachtungen pro durchgeführte Regression hinzuweisen. Für jeden Prognosehorizont und jedes Land stehen von 1991-2009 nur 19 Jahre und somit 19 Beobach-

tungen zur Verfügung. Dies führt zu großen Konfidenzintervallen, so dass die Ablehnung der Gemeinschaftshypothese mit einer geringen Irrtumswahrscheinlichkeit alleine durch die Beobachtungszahl unwahrscheinlich werden kann. Mit entsprechender Vorsicht sind die Ergebnisse in Abbildung 4 und Tabelle 4 zu interpretieren, in denen für jedes Land und jeden Prognosehorizont die Wahrscheinlichkeit der unberechtigten Ablehnung der Hypothese $\alpha=0$ und $\beta=1$ verzeichnet ist. Umgekehrt gilt jedoch: Werden systematische Prognosefehler festgestellt, so ist dies ob der geringen Beobachtungszahl als umso deutlicheres Ergebnis zu werten.

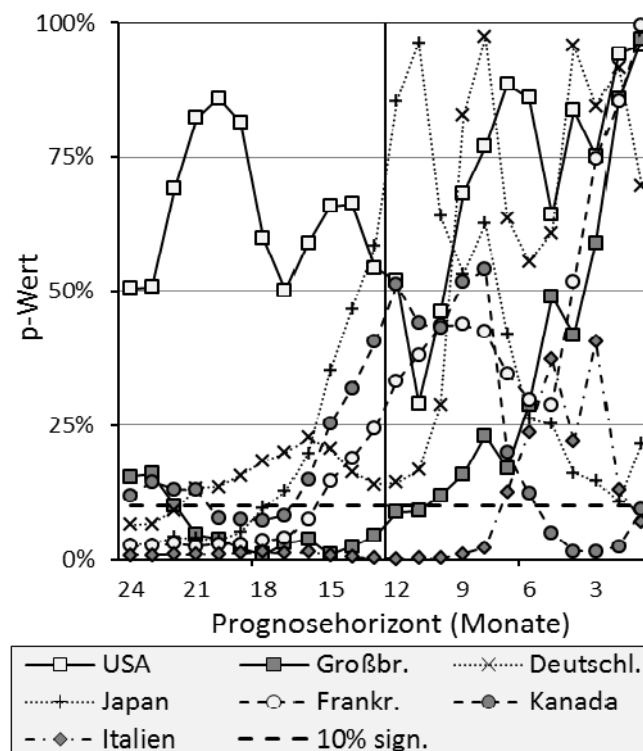


Abbildung 4: p-Werte des Tests auf Unverzerrtheit

Tabelle 4: p-Werte des Tests auf Unverzerrtheit aus Gleichung (4)

PH Mon.	(1) USA	(2) UK	(3) DE	(4) JA	(5) FR	(6) KA	(7) IT
24	0,504	0,154	0,065	0,027	0,025	0,118	0,008
23	0,507	0,160	0,065	0,028	0,025	0,145	0,008
22	0,691	0,101	0,091	0,041	0,029	0,131	0,009
21	0,823	0,046	0,133	0,039	0,024	0,130	0,009
20	0,859	0,038	0,136	0,036	0,028	0,076	0,010
19	0,815	0,020	0,156	0,050	0,028	0,075	0,012
18	0,597	0,008	0,183	0,096	0,035	0,072	0,014
17	0,501	0,029	0,199	0,127	0,039	0,081	0,011
16	0,589	0,038	0,227	0,197	0,075	0,150	0,014
15	0,657	0,009	0,206	0,353	0,145	0,252	0,007
14	0,663	0,024	0,163	0,467	0,189	0,318	0,005
13	0,543	0,044	0,140	0,584	0,243	0,405	0,002
12	0,519	0,088	0,143	0,853	0,332	0,512	0,001
11	0,291	0,090	0,167	0,963	0,381	0,440	0,002
10	0,460	0,119	0,287	0,639	0,436	0,430	0,002
9	0,682	0,158	0,827	0,532	0,438	0,516	0,010
8	0,769	0,231	0,973	0,625	0,424	0,539	0,022
7	0,885	0,170	0,636	0,419	0,346	0,199	0,127
6	0,860	0,289	0,555	0,262	0,297	0,123	0,237
5	0,642	0,489	0,608	0,252	0,289	0,049	0,373
4	0,836	0,418	0,957	0,160	0,517	0,014	0,219
3	0,751	0,589	0,845	0,146	0,746	0,015	0,407
2	0,942	0,857	0,916	0,108	0,853	0,024	0,130
1	0,958	0,970	0,695	0,217	0,994	0,093	0,070

PH = Prognosehorizont in Monaten

Die Ergebnisse lassen eine deutlich Tendenz zu systematischen Prognosefehlern bei den Prognosen für das kommende Jahr erkennen (Prognosehorizont > 12 Monate). Die Hypothese einer Konstanten von 0 und eines Koeffizienten von 1 (siehe (4)) wird abgesehen von den Prognosen für die USA zumeist abgelehnt. Noch deutlicher wird das Ergebnis unter Einbeziehung des Durbin-Watson-Tests.

Bei den längeren Prognosehorizonten bis einschließlich 18 Monaten weist die Durbin-Watson-Statistik für fast alle Länder eine Autokorrelation 1. Ordnung auf (5%-Signifikanzniveau, Tabelle 5). Es sind also systematische Bestandteile bei den Residuen messbar.

Tabelle 5: Werte der Durbin-Watson-Statistik zur Überprüfung auf systematische Bestandteile in den Residuen

PH Mon.	(1) USA	(2) UK	(3) DE	(4) JA	(5) FR	(6) KA	(7) IT
24	0,90	0,93	1,31	1,01	1,30	1,06	1,25
23	0,90	0,96	1,30	1,02	1,30	1,07	1,28
22	0,91	0,98	1,34	1,02	1,32	1,15	1,29
21	0,93	1,10	1,39	1,03	1,40	1,13	1,30
20	0,97	1,10	1,42	1,03	1,39	1,23	1,33
19	1,00	1,10	1,49	1,02	1,35	1,31	1,32
18	0,96	1,24	1,51	1,05	1,37	1,36	1,33
17	1,12	1,16	1,54	1,07	1,36	1,48	1,42
16	1,30	1,25	1,61	1,14	1,66	1,49	1,42
15	1,78	1,64	1,71	1,23	2,00	1,85	1,78
14	1,87	1,67	1,83	1,34	2,22	1,96	2,09
13	1,97	1,88	2,10	1,59	2,22	2,13	2,24
12	1,88	2,02	2,23	1,69	2,28	2,37	2,46
11	1,96	2,10	2,09	1,99	2,49	2,48	2,48
10	1,92	2,20	1,97	2,21	2,51	2,59	2,51
9	1,98	2,33	1,87	2,19	2,48	2,55	2,66
8	2,35	2,36	1,57	2,25	2,39	2,57	2,67
7	2,29	2,34	1,57	2,39	2,08	2,71	2,31
6	2,33	2,32	1,58	2,23	2,09	2,34	2,22
5	2,06	2,35	1,45	2,27	1,92	2,23	2,28
4	2,04	2,22	1,14	2,21	1,86	1,63	2,43
3	2,29	1,90	0,99	2,34	1,78	1,59	2,49
2	2,11	1,99	0,94	2,29	1,67	1,50	2,14
1	2,17	1,68	0,77	2,30	1,55	2,02	2,13

PH = Prognosehorizont in Monaten; Durbin-Watson-Statistik: 0 = perfekte positive Autokorrelation, 2 = keine Autokorrelation, 4 = perfekte negative Autokorrelation; kritischer Wert (5% Signifikanzniveau) ist bei den hier vorliegenden 19 Beobachtungen und einer erklärenden Variable 1,4; Werte < 1,4 sind hervorgehoben.

Eine Möglichkeit, die Zahl der Beobachtungen zu erhöhen, ist der Verzicht auf eine länderspezifische Auswertung. Eine Paneldatenanalyse mit dem jeweiligen Land als Panelvariable und dem Jahr als Zeitvariable führt zu dem in Abbildung 5 dargestellten Ergebnis. Die Berechnung ist als Fixed-Effects-Modell in der Gestalt von (5) durchgeführt worden, wobei A wieder das tatsächlich eingetreten Wachstum des BIP in Prozentpunkten und P die entsprechende Konsensprognose darstellen. t sei wieder der Zeitpunkt und i ist jetzt der jeweils betrachtete G7-Staat. Analog zu (4) erfolgt der Test der Gemeinschaftshypothese einer Konstanten (α) von 0 und des geschätzten Parameters der Prognosen (β) von 1.

$$(5) \quad A_{i,t} = \alpha + \beta P_{i,t} + u_{i,t}$$

Die Vergrößerung der Freiheitsgrade durch den Verzicht auf eine länderspezifische Auswertung führt zu einer Verdeutlichung der vorangegangenen Er-

gebnisse. Die systematischen Prognosefehler sind für die Gesamtheit der G7-Staaten bei einem Prognosehorizont von 11-24 Monaten mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von deutlich unter 1% nachweisbar (Abbildung 5). Dies schließt unverzerrte Konsensprognosen für einzelne Länder nicht aus, weist aber in aller Deutlichkeit auf die Existenz systematischer Prognosefehler in Abhängigkeit vom Prognosehorizont hin.

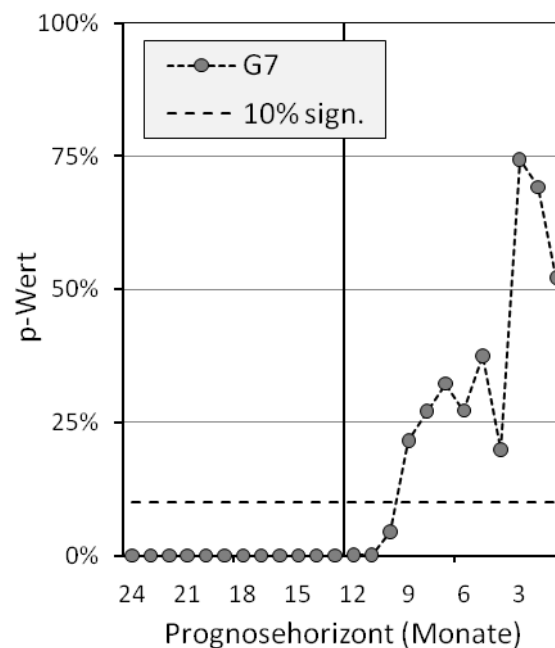


Abbildung 5: p-Werte der Panelregression des Tests auf Unverzerrtheit

Die abschließende Beurteilung der Prognosequalität lässt sich in drei zeitlich Intervalle aufteilen. Den längerfristigen Prognosen mit einem Horizont > 15 Monate kann nur ein schlechtes Zeugnis ausgestellt werden. Der mittlere absolute Prognosefehler liegt hier für alle Staaten deutlich über einem Prozentpunkt und damit höher als die entsprechende durchschnittliche Fluktuation der jeweiligen Wachstumsraten des BIP. Je nach Land ist für den Untersuchungszeitraum eine mehr oder weniger ausgeprägte Überschätzung des Wachstums festzustellen. Systematische Prognosefehler lassen sich jedoch nur für die Minderheit der Konsensprognosen für die einzelnen G7-Staaten nachweisen. Betrachtet man jedoch die Prognosen für alle G7-Staaten zugleich, so ist eine systematische Verzerrung bis hin zu den Prognosen für das laufende Jahr eindeutig feststellbar.

Ab dem Herbst verbessern sich die Werte für die Prognosen für das kommende Jahr spürbar. Die Prognosefehler sinken unter die reale Fluktuation der

Wachstumsraten und die Überschätzungen gehen dabei deutlich zurück. Dennoch sind systematische Prognosefehler in diesem Zeitraum nachweisbar, wenn auf eine länderspezifische Auswertung verzichtet wird.

Dies ändert sich bei den Prognosen für das laufende Jahr ab dem Frühjahr. Auch die Prognosefehler sind nun deutlich geringer. Allerdings können auch zunehmend real gemessene Werte in die Prognosen integriert werden.

Insgesamt scheinen die Prognosen erst wenige Monate vor Beginn des prognostizierten Jahres einen spürbaren Zukunftsbezug aufzuweisen. Dieses Ergebnis ist für die Konsensprognosen nicht besonders schmeichelhaft, entspricht jedoch dem aktuellen Forschungsstand.

3

Vergleich des Zukunftsbezugs

Im Folgenden steht die Frage im Vordergrund, ob sich die Konsensprognosen mit dem Zukunftsbezug anderer Informationen messen können. Hierfür erfolgt zum einen eine Analyse des OECD Composite Leading Indicators (CLI), der für die einzelnen G7-Staaten im Untersuchungszeitraum zur Verfügung steht. Zum anderen erfolgt die Hinzunahme der Ergebnisse der ifo World Economic Survey (WES), bei der weltweit Experten zu ihren Erwartungen bezüglich der zukünftigen Entwicklung der Weltwirtschaft befragt werden.

Zunächst werden die beiden Datensätze vorgestellt. Anschließend wird ihr Zukunftsbezug im Vergleich zu den Konsensprognosen untersucht. Da die Daten in unterschiedlicher Skalierung vorliegen, erfolgt eine Überprüfung ihres Zusammenhangs zur Wirtschaftsentwicklung mittels des Bestimmtheitsmaßes. Außerdem erfolgt für jeden Prognosehorizont und jedes Land ein Test der Hypothese, dass sich kein Zusammenhang zur Wirtschaftsentwicklung messen lässt.

Der CLI der OECD wurde unter dem Aspekt der Früherkennung konjunktureller Wendepunkte konstruiert und ist damit durchaus erfolgreich (Nilsson / Guidetti 2008). Für jede Volkswirtschaft erfolgt die Berechnung des CLI individuell, abhängig von der ökonomischen Signifikanz, dem zyklischen Verhalten und der Qualität der zur Verfügung stehenden Daten. Die für die jeweilige Volkswirtschaft in die Aggregation eingehende Zahl der Zeitreihen schwankt zwischen 5 und 11, wobei keine Gewichtung erfolgt.⁵ Neben quantitativen Daten wie bspw. den Auftragseingängen in der Industrie, der Zinsstruktur, den Baugenehmigungen oder PKW-Neuzulassungen gehen auch landesspezifische Erhebungen zu den Erwartungen der Unternehmen und Verbraucher ein. Ziel des Indikators ist die rechtzeitige Erkennung konjunktureller Wendepunkte, wobei die frühzeitige Ermittlung des Ausmaßes der Änderung bei den Wachstumsraten als Zielsetzung keine Rolle spielt.

Die Zeitreihen sind bei der Statistiksparte auf der Webseite der OECD in verschiedenen Ausprägungen abrufbar. Für diese Untersuchung wird derjenige CLI verwendet, welcher sich auf die prozentuale Änderung der Referenzzeitreihe⁶ auf einer Basis von 12 Monaten bezieht. Zudem ist die Zeitreihe von der

⁵ Die genaue Zusammensetzung kann auf der Webseite der OECD nachvollzogen werden: www.oecd.org → Search: „CLI“

⁶ Für die meisten Länder ist das die Industrieproduktion, da dieser Wert im Gegensatz zum Bruttoinlandsprodukt auf monatlicher Basis vorliegt.

OECD zum jeweiligen Veröffentlichungsmonat um langfristige Trends bereinigt worden.⁷

Anders als bei den betrachteten Konsensprognosen bleibt der anvisierte Zukunftsbezug des Indikators immer konstant. Der CLI wird monatlich berechnet und mit einer Verzögerung von zwei Monaten endgültig veröffentlicht. In der Zwischenzeit erfolgen Revisionen, da nicht alle in die Aggregation zum CLI eingehenden Zeitreihen sofort verfügbar sind. Die Auswirkungen dieser Revisionen sind von Nilsson und Guidetti (2007) untersucht worden, wobei sich für den CLI für die in dieser Studie untersuchten G7-Staaten keine signifikanten Auswirkungen feststellen ließen.

Die zweite Datenreihe, die in die Untersuchung mit einbezogen wird, resultiert aus den Ergebnissen einer Erhebung durch das Münchener Institut für Wirtschaftsforschung (ifo) in Kooperation mit der Pariser International Chamber of Commerce (ICC). Dabei werden weltweit im jeweils ersten Monat eines Quartals über 1000 Experten aus 119 Ländern (Stand: Februar 2011) unter anderem zu ihrer Einschätzung der aktuellen konjunkturellen Situation und ihren Erwartungen für die nächsten sechs Monate befragt. Sie geben dabei lediglich eine Einschätzung zur Tendenz ab (besser / gleich / schlechter). Die Ergebnisse werden jeweils im 2. Monat eines Quartals unter dem Titel „World Economic Survey“ (WES) veröffentlicht.

Das ifo-Institut transformiert die qualitativen Informationen folgendermaßen in Zeitreihen: Zunächst werden die beiden Aussagen mit Zahlen klassifiziert (besser = 9, gleich = 5, schlechter = 1). Der jeweils landesspezifische Durchschnitt wird dann mit dem Anteil der entsprechenden Volkswirtschaft am Welthandel gewichtet.⁸ Abschließend erfolgt eine Indizierung (Jahr 2005=100) und eine Zusammenfassung der Zeitreihen zur aktuellen Situation und den Erwartungen für die nächsten 6 Monate zu einer neuen Zeitreihe, die den ifo-Weltklimaindex darstellt.⁹

Für diese Untersuchung findet die Zeitreihe für die Erwartung der Experten für die nächsten 6 Monate Verwendung. Genau wie beim CLI bleibt auch hier der mögliche Zukunftsbezug konstant. Während die Umfrage zu Beginn des 1. Quartals die Erwartungen für das erste Halbjahr abfragt, beinhaltet die Umfrage zu Beginn des 2. Quartals die Erwartungen für das 2. und 3. Quartal eines Jahres.

⁷ Vgl. OECD (2008), <http://www.oecd.org/dataoecd/26/39/41629509.pdf>

⁸ Plenk u. a. (2011), S. 2.

⁹ Plenk u. a. (2011), S. 2.

Der Vergleich zwischen den Konsensprognosen einerseits und dem OECD-CLI und den Ergebnissen der ifo-WES andererseits ist ob der unterschiedlichen zeitlichen Zielsetzung der Vorhersageanstrengungen nicht ohne eine methodische Besonderheit möglich. Die Erläuterung der Vorgehensweise erfolgt anhand des folgenden Beispiels:

In der in der Mitte des Monats Januar erscheinenden Ausgabe 1/2000 von Consensus Forecasts werden – wie bereits im 2. Abschnitt erörtert – zwei Konsensprognosen für das Bruttoinlandsprodukt der G7-Staaten veröffentlicht. Eine bezieht sich auf das laufende, die andere auf das kommende Jahr (Tabelle 6, 2. + 3. Spalte). Sie weisen bis zum endgültigen Feststehen des prognostizierten Bruttoinlandsprodukts einen Horizont von 12 bzw. 24 Monaten auf. Nun werden der OECD-CLI des Januars 2000 und die Ergebnisse der ifo-WES des 1. Quartals für einen Vergleich mit den Konsensprognosen für beide Horizonte herangezogen. Die Daten der OECD und des ifo-Instituts werden also jeweils zweimal verwendet (Tabelle 6, 4. + 5. Spalte).

Tabelle 6: (Unterstellter) Abstand zwischen Erstellung und Gültigkeitszeitpunkt der Daten in Monaten (Prognosehorizont)

Ausgabe / Erhebungs- monat	Consensus Forecasts		OECD CLI	ifo WES
	lfd. Jahr	kom. Jahr		
Januar	12	24	12 / 24	12 / 24
Februar	11	23	11 / 23	-
März	10	22	10 / 22	-
April	9	21	9 / 21	9 / 21
Mai	8	20	8 / 20	-
Juni	7	19	7 / 19	-
Juli	6	18	6 / 18	6 / 18
August	5	17	5 / 17	-
September	4	16	4 / 16	-
Oktober	3	15	3 / 15	3 / 15
November	2	14	2 / 14	-
Dezember	1	13	1 / 13	-

Entgegen ihrem ursprünglichen – sich für jede Veröffentlichung konstant in die Zukunft verschiebendem – Geltungsbereich wird ihnen also ein fixer Bezug zum Wirtschaftswachstum des laufenden und kommenden Jahres unterstellt. Dies ist bei der Betrachtung der Untersuchungsergebnisse von besonderer Bedeutung.

Zunächst erfolgt ein Vergleich der Bestimmtheitsmaße der für jede der drei Vorhersageansätze, jedes Land und jeden Prognosehorizont einzeln durchgeführten Schätzung (6).

$$(6) \quad A_i = \alpha + \beta P_i + u_i$$

A ist hierbei das Wirtschaftswachstum des prognostizierten Jahres, P entweder die entsprechende Konsensprognose, der OECD CLI oder die Ergebnisse der ifo WES und t der jeweilige Zeitpunkt, welcher sich aus dem Untersuchungszeitraum 1991 – 2009 ergibt (19 Beobachtungen). Bei 7 Ländern, drei untersuchten Zeitreihen und 24 betrachteten Prognosehorizonten (8 für die ifo WES) ergeben sich also 392 einzeln durchgeführte Schätzungen.

Die Bestimmtheitsmaße geben Auskunft darüber, wie viel Prozent der Varianz des Wirtschaftswachstums durch die Vorhersageansätze erfasst wurde. Anschließend werden die Ergebnisse des Tests der Hypothese $\beta=0$ aus (5) präsentiert. Dies geschieht in Form einer grafischen Präsentation der p-Werte, also der Wahrscheinlichkeit, dass diese Hypothese zu Unrecht abgelehnt wird. Bei Werten kleiner 0,05 (Signifikanzniveau 5%) wird davon ausgegangen, dass mit hoher Sicherheit ein Zukunftsbezug des Vorhersageansatzes zu diesem Zeitpunkt vorliegt. Die Tabellen mit den Werten sind nach Ländern sortiert dem Anhang zu entnehmen.

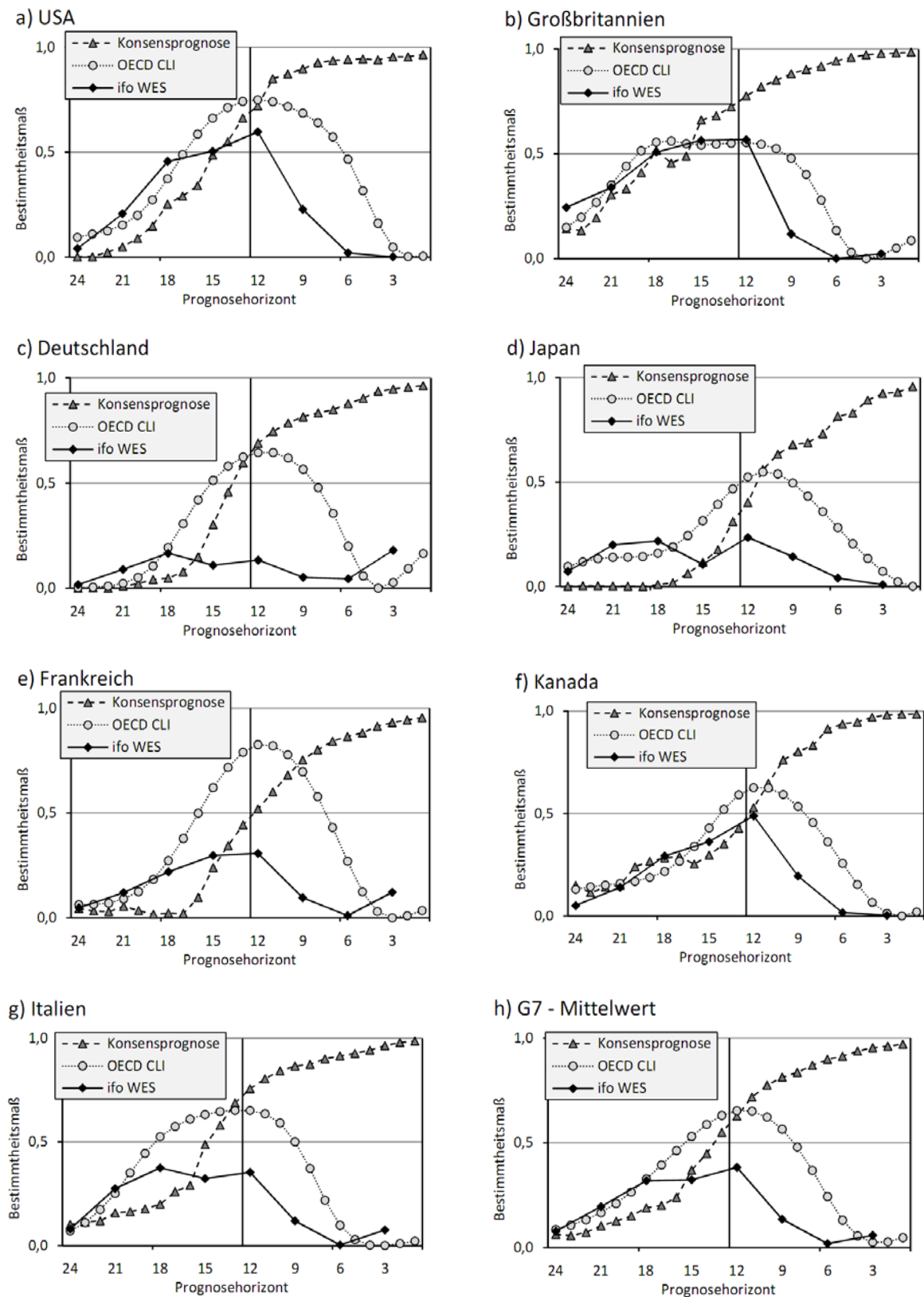
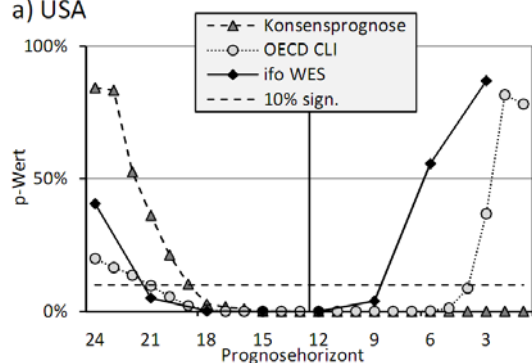
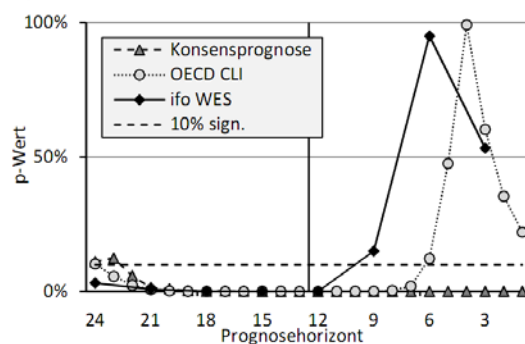


Abbildung 6: Bestimmtheitsmaße der verschiedenen Vorhersageansätze

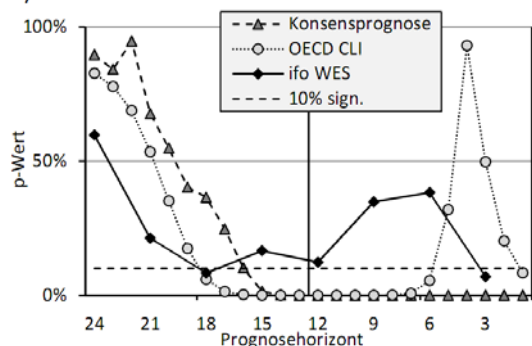
a) USA



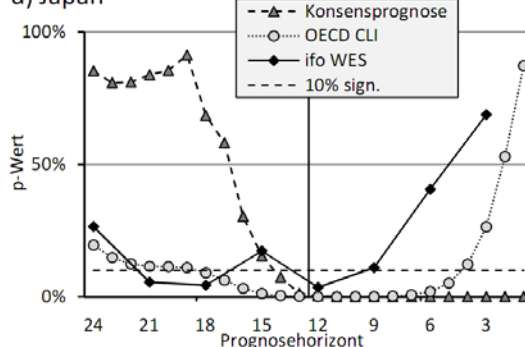
b) Großbritannien



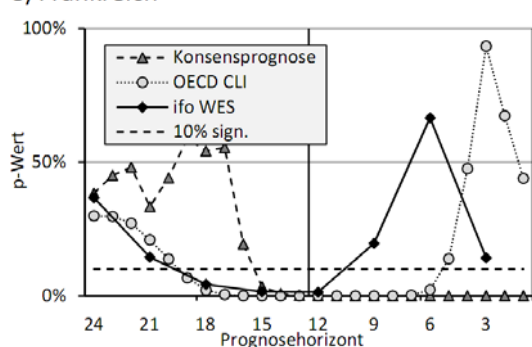
c) Deutschland



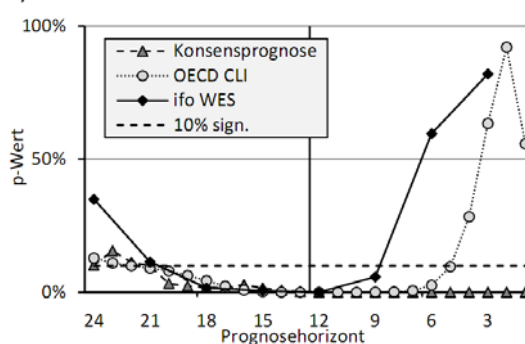
d) Japan



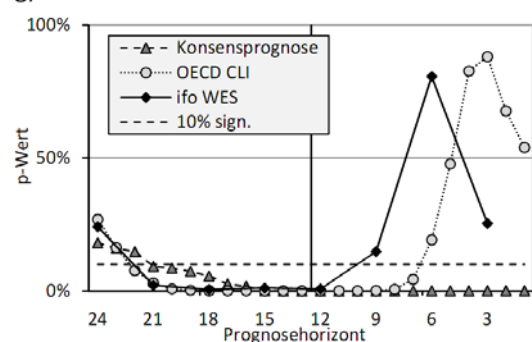
e) Frankreich



f) Kanada



g) Italien



h) G7 - Mittelwert

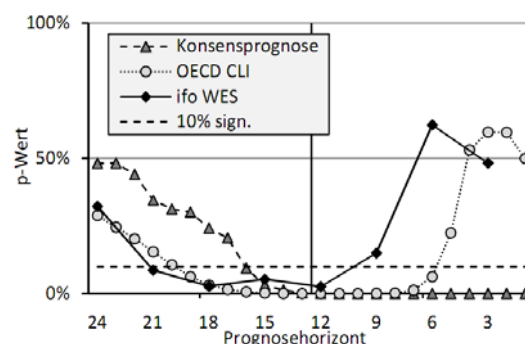


Abbildung 7: p-Werte für die Hypothese, dass kein signifikanter Bezug zum BIP messbar ist

Bei der Betrachtung der Bestimmtheitsmaße (R^2) in Abbildung 6 zeigen sich große Gemeinsamkeiten zwischen den einzelnen G7-Staaten. Nach der Analyse der Prognosequalität im 2. Abschnitt ist es wenig überraschend, dass die Konsensprognosen bei den hohen Prognosehorizonten ein geringes R^2 aufweisen, welches nach zunächst langsamem Anstieg ab einem Prognosehorizont von 15 Monaten deutlich zulegt. Bei den Prognosen, die für das Wirtschaftswachstum des laufenden Jahres erstellt wurden (Prognosehorizont < 13 Monate), lässt sich fast durchweg ein $R^2 > 0,5$ feststellen. Für die USA, Großbritannien, Kanada und Italien können schon bei den längeren Prognosehorizonten Bestimmtheitsmaße von deutlich über 0 festgestellt werden. Bei den Prognosen für die japanische Volkswirtschaft hingegen ist bei einem Prognosehorizont von 12 Monaten erst ein Bestimmtheitsmaß von 0,4 messbar. Korrespondierend hierzu fallen die Ergebnisse in Abbildung 7 aus. Mit Ausnahme der Prognosen für Japan ist der Zusammenhang zur Wirtschaftsentwicklung bei einem Horizont von 15 Monaten für alle Staaten auf 5%-Niveau signifikant – und bleibt dies erwartungsgemäß bis zu einem Horizont von einem Monat. Spiegelbildlich schlägt sich auch hier die vermeintlich¹⁰ bessere Prognoseperformance für die USA, Großbritannien, Kanada und Italien wieder. Die niedrige Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% wird in diesen drei Staaten teilweise deutlich früher erreicht.

Die Bestimmtheitsmaße für den OECD CLI und die Ergebnisse der ifo WES Verhalten sich bei den größeren Prognosehorizonten zunächst ähnlich (Abbildung 6). Auch hier ist für fast alle Staaten ausgehend von einem niedrigen Niveau nahe 0 (Horizont = 24 Monate) ein kontinuierlicher Anstieg zu verzeichnen. Dieser erfolgt allerdings früher als bei den Konsensprognosen. So ist bei einem Prognosehorizont von 21 Monaten für alle Staaten außer Kanada gleichermaßen festzuhalten, dass die Bestimmtheitsmaße der untersuchten OECD- und ifo-Zeitreihen größer als die der zum gleichen Zeitpunkt abgegebenen Prognosen sind. Dies ist bemerkenswert, da die Zeitreihen der OECD und des ifo-Instituts nicht mit dem Ziel der Vorhersage des Wirtschaftswachstums im kommenden Jahr konstruiert worden sind. Für die ifo-Zeitreihe kommt erschwerend hinzu, dass die Ergebnisse der Expertenumfrage nicht länderspezifisch ausgewertet wurden, d. h. selbst die Betrachtung der Weltkonjunktur weist einen größeren Zusammenhang zur Wirtschaftsentwicklung in den einzelnen Ländern auf, als die entsprechenden landesspezifischen Prognosen der Konjunkturexperten. Auch für einen Prognosehorizont von 18

¹⁰ „Vermeintlich“ deshalb, weil sich bei der Auswertung der Prognosequalität mittels einfacher Prognosefehlermaße im 2. Abschnitt keine Hinweise auf eine bessere Qualität ergeben.

Monaten lässt sich der überraschende Befund des stärkeren Zukunftsbezugs der beiden Zeitreihen für fast alle Staaten feststellen.

Der Zusammenhang der untersuchten Zeitreihen bei einem Prognosehorizont von 15 Monaten fällt unterschiedlich aus. Das R^2 des OECD CLI steigt in dieser Phase weiterhin für alle Staaten an und liegt außer für Großbritannien immer oberhalb des Bestimmtheitsmaßes der Konsensprognosen. Anders stellt sich die Situation bei der Zeitreihe der World Economic Survey des ifo-Instituts dar. Hier ist im Mittel kein weiterer Anstieg zu verzeichnen. Dennoch liegt der Wert in 3 Staaten immer noch oberhalb des Werts der entsprechenden Konsensprognosen.

Die Betrachtung der p-Werte bestätigt den frühen Zukunftsbezug der OECD- und ifo-Zeitreihen. Im Mittel weisen diese bereits einige Monate vor den Konsensprognosen einen signifikanten Zusammenhang zur Wirtschaftsentwicklung des Folgejahres auf.

Bei den einstelligen Prognosehorizonten verlieren die Zeitreihen der OECD und des ifo-Instituts deutlich an Kraft. Allerdings geschieht dies erwartungsgemäß, da sich der Geltungszeitpunkt der Zeitreihen mit jeder Veröffentlichung weiter in die Zukunft verschiebt. Sie beziehen sich also zunehmend auf das folgende und nicht mehr auf das laufende Jahr, was den abnehmenden Zusammenhang zur Wirtschaftsentwicklung des laufenden Jahres plausibel macht. Die schlechte Performance der ifo-Zeitreihe bei einem Horizont von 9 Monaten ist dennoch bemerkenswert, da die befragten Experten hier ihre Erwartung für das nächste halbe Jahr äußern. Die Werte für Prognosehorizonte von 12-18 Monaten sind deutlich besser, so dass die Erwartungen scheinbar erst mit einer deutlich größeren Verzögerung als 6 Monate einen Bezug zur tatsächlichen Entwicklung aufweisen.

4

Informationsgewinn?

In diesem Abschnitt soll gezeigt werden, dass die Konjunkturprognosen durch den OECD-CLI und die Ergebnisse der ifo WES tatsächlich profitieren könnten. Wenn dies der Fall ist, sind die Prognosen nicht effizient. Seit Nordhaus (1987) wird eine Unterscheidung zwischen starker und schwacher Prognoseeffizienz vorgenommen. Starke Effizienz liegt vor, wenn bei der Erstellung der Prognosen sämtliche verfügbaren Informationen optimal verarbeitet wurden. Dies schließt die Kenntnisse um die ökonomischen Zusammenhänge und auch Insider-Informationen mit ein. Nordhaus verweist an dieser Stelle auf die Parallelität zur Effizienz an den Kapitalmärkten (Fama 1970). Die starke Effizienz ließe sich in der Praxis jedoch nicht erwarten, da die Ökonomen keinen Zugriff auf Insiderinformation hätten.

Als Alternative schlägt Nordhaus den Test auf schwache Effizienz vor. Hier wird von den Prognostikern erwartet, zumindest ihre eigenen Prognosefehler zu analysieren und daraus die richtigen Schlussfolgerungen zu ziehen. Dieser Test wird bei dieser Untersuchung nicht angewendet, da der Untersuchungszeitraum zu knapp bemessen ist, als dass sich vergangene Prognoserevisionen sinnvoll auswerten ließen.

An dieser Stelle sei wieder auf die Theorie der informationseffizienten Kapitalmärkte von Fama verwiesen. Famas Theorie beinhaltet eine Stufe der halb-strengen Effizienz, in der alle öffentlich verfügbaren Informationen zu einer auf dieser Stufe effizienten Kursbildung beitragen. Analog hierzu lässt sich die Nutzung der Zeitreihen der OECD und des ifo-Instituts für die Konjunkturprognosen betrachten. Beide Informationen sind öffentlich verfügbar. So gesehen ist hier eine weitergehende Differenzierung erforderlich. In dieser Studie wird gezeigt, dass die Prognosen zu den meisten Zeitpunkten nicht über halb-strenge Effizienz verfügen.

Zur Überprüfung, ob die Informationen zu einer Verbesserung der Konjunkturprognosen beitragen könnten, wird die bereits im 2. Abschnitt vorgestellte Mincer-Zarnowitz-Regression erweitert (Holden / Peel 1990). Sei X eine beliebige Information zum Zeitpunkt t . A ist wieder der real gemessene Wert, P die entsprechende Prognose und u der Fehlerterm.

$$(7) \quad A_t = \alpha + \beta P_t + \gamma X_t + u_t$$

Um zu prüfen, ob die Zusatzinformation zu einer besseren Prognose beigetragen hätte, erfolgt der Test der Hypothese $\gamma=0$.

Bezogen auf diese Untersuchung ist A die Wachstumsrate des Bruttoinlandsprodukts auf Jahresbasis, P die entsprechende Konsensprognose, und für X werden einmal die Zeitreihe des OECD Composite Leading Indicators und einmal die Ergebnisse der ifo World Economic Survey eingesetzt. Der Untersuchungszeitraum umfasst wieder die Jahre 1991-2009 und es erfolgt eine individuelle Berechnung für jeden G7-Staat, wobei bei den Erwartungen für die Weltkonjunktur der ifo WES für jeden Staat die gleiche Datenreihe eingeht.

An dieser Stelle müssen die Zeitpunkte der Prognoseerstellung bzw. Datenerhebung thematisiert werden. Damit die Konjunkturprognosen von den Daten der OECD und des ifo-Instituts profitieren können, müssen diese rechtzeitig vorliegen. Die Prognosen werden jeweils in der Monatsmitte veröffentlicht, so dass bis zum Monatsanfang Änderungen vorgenommen werden können. Die Aggregation des OECD CLI basiert auf den im Laufe eines Monats gewonnen quantitativen und qualitativen Daten. Die Veröffentlichung erfolgt erst im Folgemonat. Die Prognostiker können den OECD CLI also erst einen Monat später berücksichtigt haben. Für die in Consensus Forecasts erschienenen Prognosen im Februar wird also überprüft, ob der CLI des Monats Januar ausreichend berücksichtigt wurde.

Die weltweite Expertenbefragung des ifo-Instituts erfolgt jeweils im ersten Monat eines Quartals. Die entsprechende Pressemitteilung mit den Ergebnissen wird zu Beginn des Folgemonats veröffentlicht. Um den Prognostikern für die Verarbeitung dieser Informationen ebenfalls ausreichend Zeit einzuräumen, wird auch hier ein LAG von einem Monat bei der Berechnung berücksichtigt.

Untersucht wird die Frage, ob sich die Prognosen für das kommende Jahr mit den beiden Zusatzinformationen verbessern lassen. Es werden die Prognosehorizonte 23 (Februar), 20 (Mai), 17 (August) und 14 (November) betrachtet. Tabelle 7 liefert eine Übersicht der untersuchten Prognosehorizonte der Konsensprognosen und die dazugehörigen Monate der jeweils eingehenden Zeitreihen der OECD und des ifo-Instituts.

Tabelle 7: Übersicht über den zeitlichen Eingang der Daten in den Test auf Nutzen der Zusatzinformationen

Monat der Veröffentlichung der Prognosen		Monat der Erhebung der Zusatzinformationen	
Consensus Forecasts	Prognosehorizont	OECD CLI	ifo WES
Februar	23 Monate	Januar	Januar
Mai	20 Monate	April	April
August	17 Monate	Juli	Juli
November	14 Monate	Oktober	Oktober

Wenn sich der geschätzte Parameter γ aus Gleichung (7) signifikant von 0 unterscheidet, so hätte die Zusatzinformation mit hoher Wahrscheinlichkeit zu einer Verbesserung der Konjunkturprognosen für das jeweilige Land beigetragen. Die Ergebnisse der Schätzungen sind den Tabellen 8 und 9 zu entnehmen.

Tabelle 8: Regressionsergebnisse inkl. der Zusatzinformation OECD CLI

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	PH	USA	UK	DE	JA	FR	KA	IT
Konsensprognose	23 Monate	0,390 (0,642)	1,731 (0,327)	-0,182 (0,838)	0,068 (0,887)	0,515 (0,581)	0,825 (0,384)	0,942 (0,338)
OECD CLI		0,164 (0,189)	0,260 (0,264)	0,026 (0,825)	0,146 (0,214)	0,102 (0,377)	0,118 (0,307)	0,055 (0,652)
Konstante		1,035 (0,680)	-2,724 (0,525)	1,577 (0,443)	0,677 (0,556)	0,187 (0,936)	-0,554 (0,843)	-1,318 (0,549)
Beobachtungen		19 (Zeitraum 1991 - 2009)						
R ²		0,107	0,200	0,006	0,098	0,081	0,172	0,125
Konsensprognose	20 Monate	0,978 (0,199)	2,167* (0,093)	0,414 (0,614)	0,078 (0,869)	0,157 (0,862)	1,311 (0,119)	0,626 (0,429)
OECD CLI		0,195* (0,096)	0,396* (0,071)	0,063 (0,598)	0,179 (0,127)	0,114 (0,329)	0,098 (0,357)	0,180 (0,126)
Konstante		-0,666 (0,755)	-3,763 (0,220)	0,224 (0,902)	0,663 (0,545)	1,093 (0,626)	-2,024 (0,409)	-0,598 (0,726)
Beobachtungen		19 (Zeitraum 1991 - 2009)						
R ²		0,239	0,459	0,039	0,141	0,093	0,281	0,282
Konsensprognose	17 Monate	1,395** (0,022)	1,295* (0,096)	0,534 (0,428)	0,322 (0,515)	-0,532 (0,402)	1,262 (0,139)	0,423 (0,473)
OECD CLI		0,280*** (0,007)	0,438* (0,015)	0,187 (0,100)	0,175* (0,092)	0,264** (0,021)	0,092 (0,406)	0,263** (0,007)
Konstante		-1,920 (0,218)	-1,441 (0,413)	-0,131 (0,927)	0,278 (0,780)	2,706* (0,085)	-1,766 (0,461)	-0,084 (0,945)
Beobachtungen		19 (Zeitraum 1991 - 2009)						
R ²		0,554	0,629	0,226	0,182	0,306	0,321	0,541
Konsensprognose	14 Monate	0,531* (0,085)	1,430* (0,012)	0,913* (0,042)	0,652 (0,116)	0,040 (0,921)	0,395 (0,508)	0,920* (0,052)
OECD CLI		0,248*** (0,006)	0,120 (0,436)	0,194* (0,016)	0,205* (0,021)	0,303*** (0,003)	0,187 (0,120)	0,182** (0,016)
Konstante		0,771 (0,237)	-1,349 (0,236)	-0,565 (0,462)	-0,065 (0,928)	1,404 (0,105)	0,812 (0,594)	-0,737 (0,361)
Beobachtungen		19 (Zeitraum 1991 - 2009)						
R ²		0,721	0,694	0,627	0,416	0,622	0,445	0,712

Abhängige Variable: Entwicklung des Bruttoinlandsprodukt in den jeweiligen Staaten auf Jahresbasis im Vergleich zum Vorjahr in Prozent; PH = Prognosehorizont; CLI = Composite Leading Indicator (signifikante Werte hervorgehoben); p-Werte in Klammern (***) p<0,01; ** p<0,05, * p<0,1)

Tabelle 9: Regressionsergebnisse der Konsensprognosen inkl. der Zusatzinformation ifo WES

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	PH	USA	UK	DE	JA	FR	KA	IT
Konsensprognose		-0,080 (0,930)	0,534 (0,792)	-0,077 (0,932)	0,195 (0,691)	0,862 (0,353)	1,079 (0,267)	1,197 (0,144)
ifo WES	23 Monate	0,023 (0,433)	0,058 (0,138)	0,015 (0,630)	0,038 (0,259)	0,022 (0,296)	0,013 (0,677)	0,032 (0,211)
Konstante		0,555 (0,859)	-5,221 (0,184)	-0,097 (0,981)	-3,200 (0,371)	-2,732 (0,414)	-2,345 (0,469)	-4,917 (0,119)
Beobachtungen		19 (Zeitraum 1991 - 2009)						
R ²		0,041	0,248	0,017	0,082	0,099	0,124	0,198
Konsensprognose		0,228 (0,802)	1,994 (0,183)	0,533 (0,496)	0,039 (0,933)	0,383 (0,626)	1,390 (0,143)	0,949 (0,157)
ifo WES	20 Monate	0,055 (0,138)	0,055 (0,165)	0,045 (0,208)	0,071* (0,064)	0,032 (0,195)	0,018 (0,633)	0,059** (0,040)
Konstante		-3,613 (0,251)	-8,840** (0,013)	-4,513 (0,272)	-6,425 (0,104)	-2,671 (0,347)	-3,927 (0,226)	-7,184** (0,019)
Beobachtungen		19 (Zeitraum 1991 - 2009)						
R ²		0,210	0,411	0,117	0,200	0,134	0,251	0,363
Konsensprognose		0,313 (0,723)	1,359 (0,113)	0,782 (0,234)	0,250 (0,601)	0,159 (0,777)	0,993 (0,261)	1,090** (0,045)
ifo WES	17 Monate	0,082** (0,040)	0,075** (0,043)	0,061* (0,084)	0,076* (0,051)	0,047* (0,057)	0,047 (0,247)	0,069** (0,010)
Konstante		6,565** (0,021)	9,104*** (0,003)	-6,532* (0,086)	7,282* (0,070)	-3,616 (0,165)	5,567* (0,078)	8,401*** (0,003)
Beobachtungen		19 (Zeitraum 1991 - 2009)						
R ²		0,461	0,582	0,239	0,232	0,224	0,349	0,518
Konsensprognose		0,763 (0,111)	1,370** (0,017)	1,435*** (0,003)	0,746 (0,116)	0,800** (0,027)	0,571 (0,426)	1,489*** (0,000)
ifo WES	14 Monate	0,029 (0,301)	0,025 (0,371)	0,022 (0,257)	0,029 (0,271)	0,029* (0,052)	0,036 (0,340)	0,034** (0,025)
Konstante		-1,961 (0,287)	-3,513* (0,060)	-3,374* (0,080)	-2,929 (0,240)	2,765** (0,043)	-2,702 (0,213)	4,829*** (0,001)
Beobachtungen		19 (Zeitraum 1991 - 2009)						
R ²		0,580	0,698	0,501	0,238	0,487	0,388	0,697

Abhängige Variable: Entwicklung des Bruttoinlandsprodukt in den jeweiligen Staaten auf Jahresbasis im Vergleich zum Vorjahr in Prozent; PH = Prognosehorizont; ifo WES = World Economic Survey des ifo-Instituts (signifikante Werte hervorgehoben); p-Werte in Klammern (***) p<0,01; ** p<0,05, * p<0,1)

Bei einem Prognosehorizont von 23 Monaten sind die untersuchten Daten der OECD und des ifo-Instituts nicht hilfreich.

Dies ändert sich bei einem Prognosehorizont von 20 Monaten. Der Parameter für den OECD CLI wird für die USA und Großbritannien signifikant (10%-Niveau) ungleich 0 geschätzt. Die Konjunkturprognosen für zwei der bedeutendsten Volkswirtschaften der Welt könnten sich also unter Zuhilfenahme des OECD CLI verbessern lassen. Die vom ifo-Institut erfasste Experteneinschätzung bezüglich der Entwicklung der Weltwirtschaft zeigt sich bei einem Prognosehorizont der Konsensprognosen von 20 Monaten für Japan (10%-Niveau) und Italien (5%-Niveau) signifikant.

Die Konjunkturprognosen, die im August für das folgende Jahr abgegeben werden (Horizont: 17 Monate), könnten in fast allen G7-Staaten von den hier getesteten Zusatzinformationen profitieren. Der OECD CLI zeigt sich in 5 von 7 Staaten zumindest auf 10%-Niveau signifikant, für die ifo-Zeitreihe gilt dies in 6 von 7 Staaten. Lediglich für Kanada ist bei beiden Zeitreihen keine Signifikanz feststellbar, was jedoch nicht mit erfolgreichen Konjunkturprognosen gleichzusetzen ist. Der geschätzte Parameter für die Konsensprognosen leistet bei einem Prognosehorizont von 17 Monaten in fast allen Fällen keinen signifikanten Beitrag zur Erklärung der Varianz der Wirtschaftsentwicklung in den betrachteten Ländern.

Die im November abgegebenen Prognosen für das kommende Jahr (Horizont 14 Monate) gelangen zwar insgesamt recht gut (siehe Abschnitt 2), aber auch hier könnten die Zusatzinformationen noch zu einer Verbesserung beitragen. Der OECD CLI zeigt sich für 5 der 7 Staaten zumindest auf einem 5%-Niveau signifikant, die vom ifo-Institut erhobenen Daten in 2 der 7 Staaten zumindest auf einem Niveau von 10%.

5

Schlussfolgerungen

In dieser Untersuchung wird gezeigt, dass bei der Erstellung von Konjunkturprognosen für die G7-Staaten nicht alle Mittel für die Erreichung einer guten Prognosequalität ausgeschöpft werden. Es werden relevante öffentlich verfügbare Informationen nicht oder nur unzureichend berücksichtigt. Mit dem Composite Leading Indicator der OECD und der Expertenumfrage World Economic Survey des Münchener ifo-Instituts sind zwei Zeitreihen hinsichtlich ihrer Eignung hierfür getestet worden. Beide Informationsquellen sind öffentlich ohne weiteres zugänglich. Zudem wurde den Prognostikern durch das Untersuchungsdesign ausreichend Zeit für eine Einarbeitung der Informationen in ihre Modelle zugestanden.

Als Ergebnis lässt sich folgendes festhalten:

- Die untersuchten Konjunkturprognosen weisen erst ab einem Prognosehorizont von 15 Monaten einen deutlichen Zukunftsbezug auf.
- Als eine mögliche Ursache hierfür lässt sich eine systematische Fehleinschätzung des Wirtschaftswachstums im Untersuchungszeitraum festhalten, die vor allem auf häufigen Überschätzungen beruht.
- Obwohl dies nicht der jeweiligen Zielsetzung der Erstellung bzw. Erhebungen entspricht, weisen die Zeitreihen der OECD und des ifo-Instituts frühzeitiger einen Zukunftsbezug zur Wirtschaftsentwicklung in den G7-Staaten auf Jahresbasis auf.
- Ab einem Prognosehorizont von 17 Monaten hätten die untersuchten Zeitreihen der OECD und des ifo-Instituts in den meisten G7-Staaten zu einer Verbesserung der Konjunkturprognosen während des Untersuchungszeitraums beitragen können.

Es stellt sich die Frage, warum die Prognostiker diese Informationen bisher nicht ausreichend zur Kenntnis genommen haben. Folgende Ursachen könnten hierzu geführt haben:

- Die Informationen beziehen sich auf die jeweils nächsten Monate und nicht auf die Wirtschaftsentwicklung eines ganzen Jahres. Vielleicht führt diese Tatsache zur Nichtbeachtung der Daten.
- Für die Zeitreihe des ifo-Instituts liegt kein landesspezifischer Bezug vor. Dies könnte zu einer Missachtung der Daten bei der Erstellung der landesspezifischen Konjunkturprognosen geführt haben.
- Bei den untersuchten Zusatzinformationen handelt es sich hauptsächlich um qualitativ gewonnene Daten – die vorwiegend Erwartungen widerspiegeln.

Möglicherweise wird der Zukunftsbezug der Erwartungen der Wirtschaftssubjekte generell von den Prognostikern unterschätzt.

Mit den Befunden aus dieser Studie als Ausgangspunkt sollten weitere Forschungsanstrengungen unternommen werden. Die Möglichkeiten der Aufbereitung der Informationen müssten mit dem Ziel ergründet werden, die Prognosemodelle so weit wie möglich zu verbessern. Denkbar wären hier unterschiedliche Gewichtungen auf Basis des Prognosehorizonts oder eine Überarbeitung der Datenerhebungen mit der Zielsetzung des Vorlaufs für die Wirtschaftsentwicklung auf Jahresbasis.

Die Ursachenforschung für die ungenügende Berücksichtigung der Informationen sollte die qualitative Form der Datenerhebung und hier besonders Auswirkungen der Erwartungen der Wirtschaftssubjekte im Fokus haben. Es müsste getestet werden, ob quantitative Frühindikatoren im Vergleich besser von den Prognostikern berücksichtigt werden.

Weiterhin ist es von Interesse zu erfahren, ob individuelle Prognostiker die Informationen besser berücksichtigen. In dieser Studie erfolgte lediglich eine Betrachtung der Konsensprognosen ohne individuelle Zurechnung.

Literatur

- Abberger, K. / Nierhaus, W. (2007): Das ifo Geschäftsklima und Wendepunkte der deutschen Konjunktur, ifo-Schnelldienst, Bd. 60, Nr. 3, S. 26-31.
- Ager, P. / Kappler, M. / Osterloh, S. (2007): The Accuracy and Efficiency of the Consensus Fore-casts: A Further Application and Extension of the Pooled Approach, Centre for European Economic Research Discussion Paper, Nr. 07-058, Mannheim.
- Batchelor, R. (2001):. How useful are the forecasts of intergovernmental agencies? The IMF and OECD versus the consensus, in: Applied Economics, Bd. 33, H. 2, S. 225-236.
- Bates, J. M. / Granger, C. W. J. (1969): The Combination of Forecasts, in: Operational Research Quarterly, Bd. 20, H. 4, S. 451-468.
- Blix, M. u. a. (2001): How good is the forecasting performance of major institutions?, in: Sveriges Riksbank economic review, Bd. 12, H. 3, S. 38-68.
- Claveria, O. / Pons, E. / Ramos, R. (2007): Business and consumer expectations and macroeco-nomic forecasts, in: International journal of forecasting, Bd. 23, Nr. 1, S. 47-69.
- Dovern, J. / Weisser, J. (2011): Accuracy, Unbiasedness and Efficiency of Professional Macroeco-nomic Forecasts: An Empirical Comparison for the G7, International Journal of Forecasting, Bd. 27, Nr. 2, S. 452 – 465.
- Fritsche, U. (1999): Vorlaufeigenschaften von ifo-Indikatoren für Westdeutschland, in: DIW Discus-sion Papers, Nr. 179.
- Holden, K. / Peel, D. (1990): On testing for unbiasedness and efficiency of forecasts, in: The Man-chester School of Economic and Social Studies, Bd. 58, Nr. 2, S. 120-127.
- Hüfner, F. P. / Schröder, M. (2002): Prognosegehalt von ifo-Geschäftserwartungen und ZEW-Konjunkturerwartungen: Ein ökonometrischer Vergleich, in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Bd. 222, Nr. 3, S. 316-336.
- Isiklar, G. / Lahiri, K. (2007): How far ahead can we forecast? Evidence from cross-country sur-veys, in: International Journal of Forecasting, Bd. 23, Nr. 2, S. 167-187.
- Juglar, C. (1862): Des crises commerciales et de leur retour périodique en France, en Angleterre et aux Etats Unis, Paris.
- Kirchgässner, G. (1982): Sind die Erwartungen der Wirtschaftssubjekte "rational"? Eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland, Review of World Economics, Bd. 118, Nr. 2, S. 215-240.
- Kunkel, A. (2003): Zur Prognosefähigkeit des ifo Geschäftsklimas und seiner Komponenten sowie der Überprüfung der "Dreimal-Regel", ifo-Diskussionsbeiträge, Nr. 80.
- Laplace, P. S. (1814): Essai philosophique sur les probabilités, Paris.

- Loungani, P. (2001): How accurate are private sector forecasts? Cross-country evidence from con-sensus forecasts of output growth, in: *International Journal of Forecasting*, Bd. 17, H. 3, S. 419-432.
- Mincer, J. / Zarnowitz, V. (1969): The Evaluation of Economic Forecasts, in: Mincer, J. (Hrsg.), *Economic Forecasts and Expectation*, New York, Columbia University Press, S. 3-46.
- Muth, J. F. (1961): Rational Expectations and the Theory of Price Movements, in: *Econometrica*, Bd. 29, S. 315-334.
- Nilsson, R. / Guidetti, E. (2007): Current period performance of OECD Composite Leading Indicators (CLIs), in: *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, Bd. 3, Nr. 2, S. 235-266.
- Nilsson, R. / Guidetti, E. (2008): Predicting the Business Cycle - How good are early estimates of OECD Composite Leading Indicators?, in: *OECD Statistics Brief*, Nr. 14.
- Nordhaus, W. D. (1987): Forecasting Efficiency: Concepts and Applications, in: *The review of economics and statistics*, Bd. 69, H. 4, S. 667-674.
- OECD (2008): OECD System of Composite Leading Indicators, <http://www.oecd.org/dataoecd/26/39/41629509.pdf>
- Osterloh, S. (2008): Accuracy and Properties of German Business Cycle Forecasts, in: *Applied Economics Quarterly*, Bd. 54, H. 1, S. 27-57.
- Plenk, J. / Nerb, G. / Abberger, K. / Wollmershäuser, T. (2011): CESifo World Economic Survey, Bd. 10, H. 1.
- Seiler, Ch. (2009): Prediction Qualities of the ifo Indicators on a Temporal Disaggregated German GDP, in: *ifo Working Paper*, Nr. 67.
- Stavenhagen, G. (1969): *Geschichte der Wirtschaftstheorie*, 4. Aufl., Göttingen.
- Theil, H. (1971): *Principles of Econometrics*, New York.
- Ziegler, Ch. (2009): Testing Predictive Ability of Business Cycle Indicators for the Euro Area, in: *ifo Working Paper*, Nr. 69.

Anhang

USA

Tabelle 10: Bestimmtheitsmaße und p-Werte der drei Vorhersageansätze bezogen auf die Wachstumsrate in den USA von 1991-2009

PH		Bestimmtheitsmaß			p-Werte	
Mon.	Prognosen	OECD CLI	ifo WES	Prognosen	OECD CLI	ifo WES
24	0,00	0,09	0,04	0,843	0,199	0,406
23	0,00	0,11	-	0,833	0,165	-
22	0,02	0,13	-	0,526	0,137	-
21	0,05	0,15	0,21	0,361	0,097	0,051
20	0,09	0,20	-	0,213	0,056	-
19	0,15	0,27	-	0,103	0,022	-
18	0,25	0,37	0,46	0,028	0,005	0,002
17	0,29	0,49	-	0,017	0,001	-
16	0,34	0,59	-	0,009	0,000	-
15	0,49	0,66	0,50	0,001	0,000	0,001
14	0,55	0,71	-	0,000	0,000	-
13	0,66	0,74	-	0,000	0,000	-
12	0,72	0,75	0,60	0,000	0,000	0,000
11	0,85	0,74	-	0,000	0,000	-
10	0,87	0,72	-	0,000	0,000	-
9	0,90	0,69	0,23	0,000	0,000	0,039
8	0,93	0,64	-	0,000	0,000	-
7	0,94	0,57	-	0,000	0,000	-
6	0,94	0,47	0,02	0,000	0,001	0,557
5	0,94	0,32	-	0,000	0,012	-
4	0,94	0,16	-	0,000	0,088	-
3	0,95	0,05	0,00	0,000	0,368	0,869
2	0,95	0,00	-	0,000	0,816	-
1	0,97	0,00	-	0,000	0,782	-

PH = Prognosehorizont; Abhängige Variable: Wachstum des Bruttoinlandsprodukt von 1991-2009 in Prozent; Unabhängige Variable: jeweils einzeln Konsensprognosen / OECD CLI / ifo WES; Anzahl der Beobachtungen: jeweils 19 (Zeitraum 1991-2009); p-Werte: Wahrscheinlichkeit, dass irrtümlich ein Zukunftsbezug des Vorhersageansatzes unterstellt wird, *** $p < 0,01$ / ** $p < 0,05$ / * $p < 0,1$.

Großbritannien

Tabelle 11: Bestimmtheitsmaß und p-Werte der drei Vorhersageansätze bezogen auf die Wachstumsrate in Großbritannien von 1991-2009

Zusammenfassung der Wachstumsrate im Gesamtmarkt von 1991-2009						
PH		Bestimmtheitsmaß		p-Werte		
Mon.	Prognosen	OECD CLI	ifo WES	Prognosen	OECD CLI	ifo WES
24	0,14	0,15	0,24	0,111	0,102	0,031
23	0,13	0,20	-	0,124	0,056	-
22	0,20	0,27	-	0,058	0,023	-
21	0,30	0,35	0,34	0,014	0,007	0,009
20	0,33	0,44	-	0,010	0,002	-
19	0,41	0,51	-	0,003	0,001	-
18	0,52	0,56	0,51	0,001	0,000	0,001
17	0,46	0,56	-	0,002	0,000	-
16	0,49	0,55	-	0,001	0,000	-
15	0,66	0,54	0,56	0,000	0,000	0,000
14	0,68	0,55	-	0,000	0,000	-
13	0,72	0,55	-	0,000	0,000	-
12	0,78	0,55	0,57	0,000	0,000	0,000
11	0,82	0,55	-	0,000	0,000	-
10	0,85	0,52	-	0,000	0,000	-
9	0,88	0,48	0,12	0,000	0,001	0,150
8	0,90	0,40	-	0,000	0,004	-
7	0,92	0,28	-	0,000	0,020	-
6	0,94	0,13	0,00	0,000	0,122	0,950
5	0,96	0,03	-	0,000	0,476	-
4	0,97	0,00	-	0,000	0,991	-
3	0,98	0,02	0,02	0,000	0,602	0,533
2	0,98	0,05	-	0,000	0,354	-
1	0,98	0,09	-	0,000	0,221	-

PH = Prognosehorizont; Abhängige Variable: Wachstum des Bruttoinlandsprodukt von 1991-2009 in Prozent; Unabhängige Variable: jeweils einzeln Konsensprognosen / OECD CLI / ifo WES; Anzahl der Beobachtungen: jeweils 19 (Zeitraum 1991-2009); p-Werte: Wahrscheinlichkeit, dass irrtümlich ein Zukunftsbezug des Vorhersageansatzes unterstellt wird, *** $p < 0,01$ / ** $p < 0,05$ / * $p < 0,1$.

Deutschland

Tabelle 12: Bestimmtheitsmaße und p-Werte der drei Vorhersageansätze bezogen auf die Wachstumsrate in Deutschland von 1991-2009

Zugewinn auf die Wachstumsrate in Deutschland von 1951-2005						
PH		Bestimmtheitsmaß			p-Werte	
Mon.	Prognosen	OECD CLI	ifo WES	Prognosen	OECD CLI	ifo WES
24	0,00	0,00	0,02	0,897	0,827	0,597
23	0,00	0,00	-	0,842	0,778	-
22	0,00	0,01	-	0,947	0,688	-
21	0,01	0,02	0,09	0,677	0,535	0,213
20	0,02	0,05	-	0,548	0,352	-
19	0,04	0,11	-	0,403	0,174	-
18	0,05	0,19	0,17	0,365	0,059	0,083
17	0,08	0,31	-	0,247	0,014	-
16	0,15	0,42	-	0,102	0,003	-
15	0,30	0,51	0,11	0,015	0,001	0,166
14	0,46	0,58	-	0,001	0,000	-
13	0,60	0,62	-	0,000	0,000	-
12	0,69	0,64	0,13	0,000	0,000	0,123
11	0,75	0,65	-	0,000	0,000	-
10	0,79	0,62	-	0,000	0,000	-
9	0,82	0,57	0,05	0,000	0,000	0,348
8	0,83	0,48	-	0,000	0,001	-
7	0,85	0,36	-	0,000	0,007	-
6	0,88	0,20	0,05	0,000	0,055	0,383
5	0,90	0,06	-	0,000	0,319	-
4	0,94	0,00	-	0,000	0,931	-
3	0,95	0,03	0,18	0,000	0,497	0,069
2	0,96	0,09	-	0,000	0,203	-
1	0,96	0,17	-	0,000	0,084	-

PH = Prognosehorizont; Abhängige Variable: Wachstum des Bruttoinlandsprodukt von 1991-2009 in Prozent; Unabhängige Variable: jeweils einzeln Konsensprognosen / OECD CLI / ifo WES; Anzahl der Beobachtungen: jeweils 19 (Zeitraum 1991-2009); p-Werte: Wahrscheinlichkeit, dass irrtümlich ein Zukunftsbezug des Vorhersageansatzes unterstellt wird, *** $p < 0,01$ / ** $p < 0,05$ / * $p < 0,1$.

Japan

Tabelle 13: Bestimmtheitsmaße und p-Werte der drei Vorhersageansätze bezogen auf die Wachstumsrate in Japan von 1991-2009

PH Mon.	Bestimmtheitsmaß			p-Werte		
	Prognosen	OECD CLI	ifo WES	Prognosen	OECD CLI	ifo WES
24	0,00	0,10	0,07	0,853	0,195	0,264
23	0,00	0,12	-	0,808	0,148	-
22	0,00	0,13	-	0,810	0,124	-
21	0,00	0,14	0,20	0,838	0,115	0,055
20	0,00	0,14	-	0,854	0,114	-
19	0,00	0,14	-	0,913	0,110	-
18	0,01	0,16	0,22	0,685	0,090	0,044
17	0,02	0,19	-	0,581	0,062	-
16	0,06	0,24	-	0,303	0,031	-
15	0,12	0,32	0,11	0,154	0,012	0,173
14	0,18	0,39	-	0,074	0,004	-
13	0,31	0,47	-	0,013	0,001	-
12	0,40	0,52	0,24	0,004	0,000	0,035
11	0,56	0,55	-	0,000	0,000	-
10	0,63	0,54	-	0,000	0,000	-
9	0,68	0,50	0,14	0,000	0,001	0,110
8	0,69	0,43	-	0,000	0,002	-
7	0,73	0,36	-	0,000	0,007	-
6	0,82	0,28	0,04	0,000	0,019	0,406
5	0,83	0,21	-	0,000	0,051	-
4	0,89	0,13	-	0,000	0,123	-
3	0,92	0,07	0,01	0,000	0,264	0,688
2	0,93	0,02	-	0,000	0,529	-
1	0,96	0,00	-	0,000	0,872	-

PH = Prognosehorizont; Abhängige Variable: Wachstum des Bruttoinlandsprodukt von 1991-2009 in Prozent; Unabhängige Variable: jeweils einzeln Konsensprognosen / OECD CLI / ifo WES; Anzahl der Beobachtungen: jeweils 19 (Zeitraum 1991-2009); p-Werte: Wahrscheinlichkeit, dass irrtümlich ein Zukunftsbezug des Vorhersageansatzes unterstellt wird, *** $p < 0,01$ / ** $p < 0,05$ / * $p < 0,1$.

Frankreich

Tabelle 14: Bestimmtheitsmaße und p-Werte der drei Vorhersageansätze bezogen auf die Wachstumsrate in Frankreich von 1991-2009

PH		Bestimmtheitsmaß			p-Werte		
Mon.	Prognosen	OECD CLI	ifo WES	Prognosen	OECD CLI	ifo WES	
24	0,05	0,06	0,05	0,383	0,299	0,367	
23	0,03	0,06	-	0,450	0,297	-	
22	0,03	0,07	-	0,481	0,271	-	
21	0,06	0,09	0,12	0,334	0,209	0,145	
20	0,04	0,13	-	0,441	0,138	-	
19	0,02	0,18	-	0,590	0,067	-	
18	0,02	0,27	0,22	0,542	0,021	0,043	
17	0,02	0,38	-	0,555	0,005	-	
16	0,10	0,50	-	0,193	0,001	-	
15	0,24	0,62	0,30	0,033	0,000	0,016	
14	0,34	0,72	-	0,008	0,000	-	
13	0,44	0,79	-	0,002	0,000	-	
12	0,52	0,83	0,31	0,000	0,000	0,014	
11	0,60	0,82	-	0,000	0,000	-	
10	0,68	0,78	-	0,000	0,000	-	
9	0,75	0,70	0,10	0,000	0,000	0,196	
8	0,80	0,58	-	0,000	0,000	-	
7	0,84	0,43	-	0,000	0,002	-	
6	0,87	0,27	0,01	0,000	0,022	0,666	
5	0,88	0,12	-	0,000	0,139	-	
4	0,91	0,03	-	0,000	0,476	-	
3	0,93	0,00	0,12	0,000	0,933	0,142	
2	0,94	0,01	-	0,000	0,674	-	
1	0,96	0,04	-	0,000	0,439	-	

PH = Prognosehorizont; Abhängige Variable: Wachstum des Bruttoinlandsprodukt von 1991-2009 in Prozent; Unabhängige Variable: jeweils einzeln Konsensprognosen / OECD CLI / ifo WES; Anzahl der Beobachtungen: jeweils 19 (Zeitraum 1991-2009); p-Werte: Wahrscheinlichkeit, dass irrtümlich ein Zukunftsbezug des Vorhersageansatzes unterstellt wird, *** $p < 0,01$ / ** $p < 0,05$ / * $p < 0,1$.

Kanada

Tabelle 15: Bestimmtheitsmaße und p-Werte der drei Vorhersageansätze bezogen auf die Wachstumsrate in Kanada von 1991-2009

PH		Bestimmtheitsmaß		p-Werte		
Mon.	Prognosen	OECD CLI	ifo WES	Prognosen	OECD CLI	ifo WES
24	0,15	0,13	0,05	0,102	0,129	0,350
23	0,11	0,14	-	0,157	0,110	-
22	0,14	0,15	-	0,113	0,100	-
21	0,15	0,16	0,14	0,100	0,091	0,115
20	0,24	0,17	-	0,033	0,080	-
19	0,27	0,19	-	0,024	0,063	-
18	0,28	0,22	0,29	0,019	0,044	0,017
17	0,29	0,27	-	0,017	0,023	-
16	0,25	0,34	-	0,028	0,009	-
15	0,30	0,43	0,36	0,016	0,002	0,006
14	0,35	0,52	-	0,008	0,000	-
13	0,43	0,59	-	0,002	0,000	-
12	0,53	0,63	0,49	0,000	0,000	0,001
11	0,65	0,63	-	0,000	0,000	-
10	0,76	0,59	-	0,000	0,000	-
9	0,80	0,53	0,20	0,000	0,000	0,058
8	0,83	0,46	-	0,000	0,002	-
7	0,91	0,36	-	0,000	0,006	-
6	0,94	0,26	0,02	0,000	0,027	0,596
5	0,95	0,15	-	0,000	0,097	-
4	0,97	0,07	-	0,000	0,284	-
3	0,98	0,01	0,00	0,000	0,634	0,820
2	0,98	0,00	-	0,000	0,920	-
1	0,98	0,02	-	0,000	0,558	-

PH = Prognosehorizont; Abhängige Variable: Wachstum des Bruttoinlandsprodukt von 1991-2009 in Prozent; Unabhängige Variable: jeweils einzeln Konsensprognosen / OECD CLI / ifo WES; Anzahl der Beobachtungen: jeweils 19 (Zeitraum 1991-2009); p-Werte: Wahrscheinlichkeit, dass irrtümlich ein Zukunftsbezug des Vorhersageansatzes unterstellt wird, *** $p < 0,01$ / ** $p < 0,05$ / * $p < 0,1$.

Italien

Tabelle 16: Bestimmtheitsmaße und p-Werte der drei Vorhersageansätze bezogen auf die Wachstumsrate in Italien von 1991-2009

PH Mon.	Bestimmtheitsmaß			p-Werte		
	Prognosen	OECD CLI	ifo WES	Prognosen	OECD CLI	ifo WES
24	0,10	0,07	0,08	0,181	0,268	0,241
23	0,11	0,11	-	0,159	0,162	-
22	0,12	0,17	-	0,147	0,076	-
21	0,16	0,25	0,28	0,092	0,029	0,021
20	0,16	0,35	-	0,085	0,007	-
19	0,18	0,45	-	0,072	0,002	-
18	0,20	0,53	0,38	0,055	0,000	0,005
17	0,26	0,58	-	0,026	0,000	-
16	0,29	0,61	-	0,017	0,000	-
15	0,49	0,63	0,32	0,001	0,000	0,011
14	0,58	0,65	-	0,000	0,000	-
13	0,69	0,65	-	0,000	0,000	-
12	0,76	0,65	0,35	0,000	0,000	0,007
11	0,80	0,64	-	0,000	0,000	-
10	0,84	0,59	-	0,000	0,000	-
9	0,87	0,50	0,12	0,000	0,001	0,148
8	0,87	0,37	-	0,000	0,005	-
7	0,90	0,22	-	0,000	0,043	-
6	0,92	0,10	0,00	0,000	0,191	0,806
5	0,93	0,03	-	0,000	0,477	-
4	0,94	0,00	-	0,000	0,826	-
3	0,96	0,00	0,08	0,000	0,880	0,253
2	0,98	0,01	-	0,000	0,676	-
1	0,99	0,02	-	0,000	0,539	-

PH = Prognosehorizont; Abhängige Variable: Wachstum des Bruttoinlandsprodukt von 1991-2009 in Prozent; Unabhängige Variable: jeweils einzeln Konsensprognosen / OECD CLI / ifo WES; Anzahl der Beobachtungen: jeweils 19 (Zeitraum 1991-2009); p-Werte: Wahrscheinlichkeit, dass irrtümlich ein Zukunftsbezug des Vorhersageansatzes unterstellt wird, *** $p < 0,01$ / ** $p < 0,05$ / * $p < 0,1$.