

EU-Osterweiterung: Übergangsfristen führen zu Umlenkung der Migration nach Großbritannien und Irland

Herbert Brücker
hbruecker
@ diw.de

Im Zuge der Osterweiterung der Europäischen Union (EU) wurde die Entscheidung über die Anwendung von Übergangsfristen für die Arbeitnehmerfreizügigkeit an die einzelnen Nationalstaaten delegiert. Dies hat dazu geführt, dass eine Minderheit der alten EU-Mitglieder ihre Arbeitsmärkte unter Auflagen (Dänemark, Großbritannien und Irland) oder vollständig (Schweden) geöffnet hat, während die Mehrheit – so auch Deutschland – Übergangsfristen für die Arbeitnehmerfreizügigkeit in Anspruch nimmt.

Ein Vergleich der Wanderungsbewegungen rund ein Jahr nach der Osterweiterung mit einem „kontrafaktischen“ Szenario, in dem die Einführung der Freizügigkeit in der gesamten EU für 2004 unterstellt worden ist, zeigt, dass sich die Zuwanderung aus den neuen Mitgliedstaaten mit rund 100 000 bis 150 000 Personen auf ein Drittel bis auf die Hälfte des bei Freizügigkeit zu erwartenden Wanderungspotentials beläuft und dass die unterschiedliche Anwendung der Übergangsfristen eine erhebliche Umlenkung der Migrationsströme bewirkt. Insbesondere in Großbritannien und Irland ist eine deutlich höhere Zuwanderung zu beobachten, als in dem Szenario unterstellt wird, während die Wanderung in die skandinavischen Länder den Erwartungen des Szenarios entspricht oder sogar hinter diesen zurückbleibt. In Deutschland ist die ausländische Bevölkerung aus den neuen Mitgliedstaaten nach den vorliegenden Informationen im vergangenen Jahr gesunken.

Die Reduzierung der Migration durch die Übergangsfristen für die Arbeitnehmerfreizügigkeit führt nach Simulationsrechnungen zu erheblichen gesamtwirtschaftlichen Verlusten in der erweiterten EU. Am Ende könnte Deutschland von einer Umlenkung qualifizierter Migranten aus den neuen Mitgliedstaaten nach Großbritannien und in andere EU-Staaten negativ betroffen sein.

Die Übergangsregelungen zur Arbeitnehmerfreizügigkeit

Am 1. Mai 2004 sind, neben Malta und Zypern, acht Länder aus Mittel- und Osteuropa¹ mit einer Bevölkerung von 72 Mill. Menschen der EU beigetreten. In den Beitrittsverhandlungen wurden im Hinblick auf die Arbeitnehmerfreizügigkeit Übergangsregelungen vereinbart, die es jedem Mitgliedstaat der erweiterten

72. Jahrgang/1. Juni 2005

Inhalt

EU-Osterweiterung: Übergangsfristen führen zu Umlenkung der Migration nach Großbritannien und Irland
Seite **353**

Warum Konjunkturprognosen?
Seite **361**

¹ Estland, Lettland, Litauen, Polen, Ungarn, Slowenien, Slowakei, Tschechische Republik.

Tabelle 1

Regulierung der Freizügigkeit für Arbeitnehmer aus den neuen Mitgliedstaaten in den Ländern der EU-15

	Zugang zum Arbeitsmarkt	Zugang zum Wohlfahrtsstaat
Belgien Deutschland Finnland Frankreich Griechenland Luxemburg	Zugang zum Arbeitsmarkt für mindestens zwei Jahre stark beschränkt	Beschränkt
Italien Österreich Portugal Spanien	Zugang zum Arbeitsmarkt für mindestens zwei Jahre stark beschränkt. Quoten für Arbeitserlaubnisse ¹	Beschränkt
Großbritannien Irland	Genereller Zugang zum Arbeitsmarkt, aber Auflagen für Arbeits- und Aufenthaltsgenehmigungen. Arbeitsgenehmigungen zeitlich beschränkt. Sicherheitsklauseln	Beschränkt. Hilfe zum Lebensunterhalt nur bei dauerhafter Aufenthaltsgenehmigung
Dänemark	Genereller Zugang zum Arbeitsmarkt, aber Auflagen für Arbeits- und Aufenthaltsgenehmigungen. Arbeitsgenehmigungen zunächst auf ein Jahr beschränkt	Beschränkt. Aufenthalts- und Arbeitsgenehmigungen können bei Arbeitslosigkeit entzogen werden
Schweden	Freizügigkeit für Arbeitnehmer	Gleichstellung mit EU-Bürgern

¹ Spanien hat in einem bilateralen Abkommen eine Quote für die Zuwanderung von polnischen Arbeitnehmern festgelegt.

Quelle: T. Boeri und H. Brücker, Migration ..., a. a. O. (vgl. Fußnote 11 im Text).

DIW Berlin 2005

EU freistellen, die Freizügigkeit für bis zu sieben Jahre aufzuschieben.²

Die Festlegung von Übergangsregelungen hinsichtlich der Arbeitnehmerfreizügigkeit ist per se nicht neu. Auch beim EU-Beitritt von Griechenland 1981 wurde für die Freizügigkeit eine Übergangsregelung von sechs Jahren und im Falle des Beitritts von Spanien und Portugal 1986 eine Frist von sieben Jahren, die dann auf sechs Jahre verkürzt wurde, vereinbart.

Neu ist allerdings, dass die Entscheidung über die Anwendung von Übergangsregelungen an die einzelnen Mitgliedstaaten delegiert wurde. Davon wurde unterschiedlich Gebrauch gemacht: Zunächst erklärten sechs der fünfzehn Mitgliedstaaten – darunter Deutschland und Österreich –, auf die in der Vergangenheit rund 70 % der Zuwanderung aus den Beitrittsländern entfielen, dass sie Übergangsregelungen in Anspruch nehmen werden. Fünf Länder äußerten, dass sie auf die Anwendung von Übergangsregelungen verzichten wollen, und drei Länder legten sich nicht fest. Mit zunehmender Nähe zum Beitrittstermin wuchsen jedoch die Befürchtungen, dass es zu einer Umlenkung von Migrationsströmen kommen würde, so dass schließlich alle Länder mit Ausnahme von Schweden Übergangsregelungen in Anspruch nahmen. Die schwedische Minderheitsregierung hatte ebenfalls die Einführung von Übergangsregelungen geplant, konnte aber für ihr Vorhaben im Parlament keine Mehrheit finden.

Auch wenn fast alle Mitglieder der EU-15 von Übergangsregelungen Gebrauch machen, so unterscheidet sich die Regulierung der Zuwanderung zwischen den einzelnen Mitgliedstaaten erheblich. Grundsätzlich können vier Gruppen von Ländern unterschieden werden (Tabelle 1):

- In der ersten Gruppe unterliegt die Zuwanderung von Arbeitnehmern aus den Beitrittsländern zumindest für die ersten beiden Jahre ähnlichen Restriktionen wie die aus anderen Drittstaaten; für Saisonarbeitskräfte beispielsweise bleibt der Zugang zum Arbeitsmarkt – abgesehen von einigen Ausnahmeregelungen – weitgehend versperrt. Zu dieser Gruppe gehören Belgien, Deutschland, Finnland, Frankreich, Griechenland und Luxemburg.
- In der zweiten Gruppe gelten ähnliche Regeln wie in der ersten Gruppe, es werden jedoch in

² Die Übergangsregelungen sehen vor, dass jedes EU-Mitglied die Freizügigkeit für Arbeitnehmer aus den Ländern der Beitrittskandidaten zunächst für eine Frist von zwei Jahren aussetzen kann. Diese Frist kann von jedem Mitgliedsland um weitere drei Jahre verlängert werden; hierfür ist lediglich eine formelle Mitteilung an die Europäische Kommission notwendig. Nach Ablauf dieser Periode kann die Übergangsfrist, wenn eine Störung des Gleichgewichts auf den Arbeitsmärkten vorliegt, um weitere zwei Jahre verlängert werden, so dass sich insgesamt eine Übergangsfrist von bis zu sieben Jahren ergibt. Mitgliedsländern, die vor Ablauf der sieben Jahre Freizügigkeit gewähren, wird eine Sicherheitsklausel eingeräumt. Diese Klausel ermöglicht es, bei Störungen des Arbeitsmarktes die Freizügigkeit temporär oder dauerhaft bis zum Ende der Übergangsfristen auszusetzen. Arbeitnehmer aus den Beitrittskandidatenländern, die bereits in der EU arbeiten, genießen keine Freizügigkeit in der EU. Ihre Arbeits- und Aufenthaltsgenehmigungen unterliegen nationalem Recht. Malta und Zypern sind von den Übergangsfristen ausgenommen.

geringem Umfang Quoten für die Zuwanderung aus den Beitrittsländern eingeräumt. Zu diesen Ländern zählen Italien, Österreich, Portugal und Spanien.

- In der dritten Gruppe wird der Zugang zum Arbeitsmarkt unter Auflagen geöffnet. Dazu gehören Einschränkungen für den Bezug von sozialen Leistungen sowie die Einhaltung nationaler Regelungen für Mindestlöhne. Schließlich sind die Aufenthaltsgenehmigungen befristet und Sicherheitsklauseln vorgesehen, die es den Regierungen ermöglichen, die Arbeitsmärkte wieder zu schließen. Diese Ländergruppe setzt sich aus Dänemark, Großbritannien und Irland zusammen.
- In Schweden schließlich genießen Arbeitnehmer aus den Beitrittsländern die gleichen Rechte wie alle anderen Bürger der Union.

Insgesamt hat die nationale Regulierung der Migration während der Übergangsfristen zu einem restriktiven Regime für die Zuwanderung aus den neuen Mitgliedstaaten in Europa geführt – zumindest in den ersten beiden Jahren nach dem EU-Beitritt. Allerdings sind in Dänemark, Großbritannien, Irland und Schweden neue Optionen für die Zuwanderung entstanden. Es ist aufgrund von Netzwerkeffekten und einer Reihe anderer Faktoren – z. B. geographische Nähe oder Sprache – zwar nicht zu erwarten, dass sich alle potentiellen Zuwanderer aus den neuen Beitrittsländern jetzt in diesen Ländern niederlassen werden. Jedoch kann damit gerechnet werden, dass zumindest ein Teil der potentiellen Wanderungsströme in diese Länder umgelenkt wird. Obwohl die Umlenkungseffekte zum gegenwärtigen Zeitpunkt noch nicht genau quantifiziert werden können, liefern erste Daten Anhaltspunkte für eine solche Entwicklung.

Im Folgenden wird zunächst ein kontrafaktisches Szenario der Migration aus den Beitrittsländern in die fünfzehn Mitgliedstaaten der alten EU (EU-15) vorgestellt, in dem unterstellt wird, dass die Freizügigkeit in der gesamten EU im Jahre 2004 eingeführt worden wäre. Danach wird dieses Szenario mit den tatsächlichen Wanderungsbewegungen nach dem Beitritt im Mai 2004 verglichen, um mögliche Effekte der Übergangsregelungen auf Umlenkung und Reduzierung der Migrationsströme zu analysieren.

Wie hoch wäre die Ost-West-Migration bei Freizügigkeit gewesen?

In den meisten Studien wird die potentielle Ost-West-Wanderung aus den neuen Mitgliedstaaten

in die EU-15 langfristig auf 3 bis 4 % der Bevölkerung der Beitrittsländer geschätzt.³ Das entspräche einer anfänglichen Nettozuwanderung von jährlich 170 000 bis 250 000 Personen aus den acht mittel- und osteuropäischen Mitgliedstaaten bzw. von 250 000 bis 400 000 Personen, wenn zusätzlich noch die Beitrittsländer Bulgarien und Rumänien berücksichtigt werden. Zwar kommen einzelne Studien zu deutlich höheren⁴ oder geringeren Ergebnissen,⁵ allerdings ist die Prognosequalität der dort verwendeten Schätzverfahren geringer als in den oben genannten Studien (Kasten).

In dem hier verwendeten kontrafaktischen Szenario wird unterstellt, dass alle Länder der EU-15 im Jahre 2004 ihre Grenzen für die Wanderung aus den mittel- und osteuropäischen Ländern geöffnet haben. Ferner wird angenommen, dass das Bruttoinlandsprodukt (BIP) pro Kopf in den Beitrittsländern mit der gleichen Geschwindigkeit zu dem durchschnittlichen BIP pro Kopf in der EU-15 konvergiert wie das entsprechende BIP in den Mitgliedstaaten der EU während der Nachkriegszeit⁶ und dass die Arbeitslosenraten sowohl in den neuen Mitgliedstaaten der EU als auch in Deutschland bzw. der EU-15 konstant bleiben.

Unter diesen Annahmen hätte sich in Deutschland im Jahre 2004 eine Nettozuwanderung von 156 000 Personen aus den acht neuen Mitgliedstaaten der EU ergeben; langfristig, d. h. rund 25 Jahre nach der Öffnung, würde die ausländische Bevölkerung aus diesen Ländern von gegenwärtig rund 400 000

³ P. Alvarez-Plata, H. Brücker und B. Siliverstovs: Potential Migration from Central and Eastern Europe into the EU-15 – An Update. Report for the EU Commission. Brüssel 2003; T. Bauer und K. F. Zimmermann: Assessment of Possible Migration Pressure and Its Labour Market Impact Following EU Enlargement to Central and Eastern Europe. IZA Research Report, Nr. 3, 1999; T. Boeri und H. Brücker: The Impact of Eastern Enlargement on Employment and Labour Markets in the EU Member States. Report for the EU Commission. Brüssel 2001; T. Krieger: Migration Trends in an Enlarged EU. European Foundation for the Improvement of Working and Living Conditions. Dublin 2003; R. Layard, O. Blanchard, R. Dornbusch und P. Krugman: East-West Migration: The Alternatives. Boston 1992. Für eine Übersicht vgl. auch T. Straubhaar: Ost-West Migrationspotenzial: Wie groß ist es? In: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Jg. 222, 2002, S. 20–41.

⁴ Vgl. H.-W. Sinn, G. Flaig, M. Werdinger, S. Münz, N. Düll und H. Hoffmann: EU-Erweiterung und Arbeitskräftemigration. Wege zu einer schrittweisen Annäherung der Arbeitsmärkte. ifo-Institut für Wirtschaftsforschung. München 2001; G. Flaig: Die Abschätzung der Migrationspotentiale der osteuropäischen EU-Beitrittsländer. In: Konjunkturpolitik, Beiheft 52, 2001, S. 55–76. In diesen beiden Studien werden ein langfristiges Migrationspotential von 7,2 % der Bevölkerung aus den Beitrittsländern (rund 7,2 Mill. Personen) und eine Nettozuwanderung von 0,64 % (640 000 Personen) aus den Beitrittsländern prognostiziert.

⁵ Vgl. M. Fertig: The Economic Impact of EU Enlargement: Assessing the Migration Potential. In: Empirical Economics, Vol. 26, 2001, S. 707–720; M. Fertig und C. Schmidt: Aggregate-Level Migration Studies as a Tool for Forecasting Future Migration Streams. Diskussionspapier Nr. 324. Universität Heidelberg 2001. In diesen beiden Studien wird die Nettozuwanderung aus den Beitrittsländern nach Deutschland auf jährlich 0,06 bis 0,1 % der Bevölkerung der Beitrittsländer (60 000 bis 100 000 Personen) geschätzt.

⁶ Unter dieser Konvergenzannahme halbiert sich der Abstand beim BIP pro Kopf alle 35 Jahre. Die Wachstumsraten in den neuen Mitgliedstaaten der EU und in den Ländern der EU-15 seit dem Ende der Transformationsrezession sprechen nicht dafür, dass die Einkommen in den Beitrittsländern schneller konvergieren werden.

Kasten

Probleme der Schätzung des Migrationspotentials

Die Unterschiede in den Schätzergebnissen sind weniger auf die Auswahl der erklärenden Variablen als auf die Wahl der Schätzmodelle zurückzuführen.¹ So wird in den meisten ökonometrischen Studien die Migration durch ähnliche ökonomische Variablen – Unterschiede in den Pro-Kopf-Einkommen, Arbeitslosigkeit und institutionelle Variablen, die Nutzen und Kosten der Wanderung beeinflussen – erklärt. Quantitativ ist dabei von zentraler Bedeutung, ob die Schätzmodelle länderspezifische Unterschiede im Migrationsverhalten zulassen oder nicht.² Solche Unterschiede können durch länderspezifische Variablen wie Sprache, Kultur, Geschichte und Geographie, aber auch durch zahlreiche nicht beobachtbare Faktoren erklärt werden. Jüngere Forschungsergebnisse des DIW Berlin zeigen,³ dass Modelle mit fixen Effekten – das sind Modelle, in denen davon ausgegangen wird, dass beobachtbare und nichtbeobachtbare länderspezifische Unterschiede einen dauerhaften Einfluss auf die Höhe der Zuwanderung haben – eine deutlich höhere Prognosequalität aufweisen als Modelle, in denen unterstellt wird, dass diese Faktoren nicht zu einem unterschiedlichen Migrationsverhalten zwischen Ländern führen.⁴

Auch wenn sich die Prognosequalität von Modellen mit fixen Effekten im Vergleich zu anderen Schätzverfahren als recht robust erweist, so unterliegen alle Prognosen des Migrationspotentials aus den neuen Mitgliedstaaten der EU nach wie vor einer erheblichen Unsicherheit. Dies ist im Wesentlichen darauf zurückzuführen, dass sich alle Prognosen auf Schätzergebnisse stützen müssen, die in anderen geographischen und historischen Kontexten wie etwa der Süd-Nord-Migration in Europa gewonnen wurden. Das Wanderungsverhalten kann sich jedoch im Falle der Ost-West-Migration von der Süd-Nord-Migration in Europa unterscheiden. Gleichwohl bilden diese Schätzungen nach wie vor den bestmöglichen Anhaltspunkt für die Größenordnung des Wanderungspotentials.

1 Die Probleme der Schätzung von Migrationspotentials wurden bereits ausführlich in einem DIW-Wochenbericht diskutiert. Vgl. T. Brück, H. Brücker, H. Engerer, C. von Hirschhausen, M. Schrooten, D. Schumacher, U. Thießen und H. Trabold: EU-Osterweiterung: Klare Herausforderungen, unberechtigte Ängste. In: Wochenbericht: des DIW Berlin, Nr. 17/2004.

2 Vgl. B. Alecke, P. Huber und G. Untiedt: What a Difference a Constant Makes: How Predictable are International Migration Flows? In: OECD (Hrsg.): Migration Policies and EU Enlargement. The Case of Central and Eastern Europe. Paris 2001, S. 63–78; H. Brücker: Die Folgen der Freizü-

gigkeit für die Ost-West-Migration. Schlussfolgerungen aus einer Zeitreihenanalyse der Migration nach Deutschland. Konjunkturpolitik, Beiheft 52, 2001, S. 17–54; M. Fertig und C. Schmidt, Aggregate-Level..., a. a. O.; G. Flaig, Abschätzung der Migrationspotentials, a. a. O.

3 Vgl. H. Brücker und B. Silverstovs: Estimating and Forecasting European Migration: Methods, Problems and Results. In: Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung, Jg. 37, Nr. 4 (im Erscheinen).

4 Es zeigt sich auch, dass Modelle mit fixen Effekten geringere Prognosefehler als Modelle aufweisen, die unterschiedliche Steigungsparameter zulassen (vgl. Brücker und Silverstovs, a. a. O.).

Personen auf 1,7 Mill. Personen steigen. Wären im Jahre 2004 auch noch Bulgarien und Rumänien der EU beigetreten, hätte sich die Nettozuwanderung nach Deutschland aus dann zehn neuen Mitgliedstaaten auf 226 000 Personen erhöht, und die ausländische Bevölkerung aus dieser Region würde von 0,6 auf knapp 2,4 Mill. Personen steigen (Tabellen 2 und 3).

Wenn dieses Szenario für Deutschland – unter der Annahme, dass die regionale Verteilung der Zuwanderung aus den Beitrittsländern konstant bleibt – auf die EU-15 hochgerechnet wird, hätte sich bei Einführung der Freizügigkeit im Jahre 2004 insgesamt eine Nettozuwanderung aus den acht neuen Mitgliedstaaten in die Länder der EU-15 von 273 000 Personen ergeben; bei Einbeziehung von Bulgarien und Rumänien wären es 396 000 Personen gewesen. Die ausländische Bevölkerung aus den acht neuen Mitgliedstaaten in der EU-15 würde langfristig von rund 0,8 Mill. (2004) auf knapp 3 Mill. (2030) steigen. Die Zahl der in der EU-15 lebenden bulgarischen und ru-

mänischen Staatsbürger würde im gleichen Zeitraum von gut 0,3 Mill. auf 1,2 Mill. zunehmen.

Die Wanderungsbilanz ein Jahr nach der Erweiterung

Unter den Annahmen des kontrafaktischen Szenarios wäre also bei Einführung der Freizügigkeit in allen Staaten der EU-15 eine Zuwanderung aus den neuen Mitgliedsländern der EU von rund 270 000 Personen im Jahre 2004 zu erwarten gewesen.

Gegenwärtig liegen noch keine vollständigen Daten über die Zuwanderung aus den Beitrittsländern der EU vor. Das vorhandene Datenmaterial spricht jedoch dafür, dass erstens die Zuwanderung erheblich geringer ausgefallen ist, als es bei einer Einführung der Freizügigkeit in allen Staaten der EU-15 der Fall gewesen wäre, und zweitens sich eine deutliche Umlenkung der Migrationsströme weg von Deutschland und Österreich hin zu Großbritannien und Irland vollzieht.

Tabelle 2

Szenario der Zuwanderung aus den MOEL-8¹ bei Freizügigkeit in der EU-15

In 1 000 Personen

	Jährliche Nettozuwanderung					Bevölkerung aus den MOEL-8				
	2004	2005	2010	2020	2030	2004	2005	2010	2020	2030
Belgien	3	4	1	0	0	14	17	29	35	37
Dänemark	3	3	1	0	0	12	15	25	30	32
Deutschland	156	169	68	13	7	628	797	1 345	1 608	1 705
Finnland	3	4	2	0	0	14	18	30	36	38
Frankreich	13	14	6	1	1	53	67	114	136	144
Griechenland	18	20	8	2	1	73	93	157	188	199
Großbritannien	12	13	5	1	1	47	60	100	120	127
Irland	3	3	1	0	0	13	16	27	32	34
Italien	26	28	11	2	1	104	133	224	267	283
Luxemburg	0	0	0	0	0	2	2	3	4	4
Niederlande	4	5	2	0	0	18	23	38	46	49
Österreich	20	22	9	2	1	81	102	173	207	219
Portugal	0	0	0	0	0	1	1	2	3	3
Spanien	4	5	2	0	0	17	22	37	45	47
Schweden	6	7	3	1	0	25	32	53	64	67
EU-15	273	296	119	23	13	1 101	1 398	2 359	2 820	2 989

¹ MOEL-8: Estland, Lettland, Litauen, Polen, Slowakei, Slowenien, Tschechische Republik, Ungarn.

Quelle: Schätzung des DIW Berlin. Vgl. Text zu den Annahmen der Projektionen (S. 355 f.).

DIW Berlin 2005

Tabelle 3

Szenario der Zuwanderung aus Bulgarien und Rumänien bei Freizügigkeit in der EU-15

In 1 000 Personen

	Jährliche Nettozuwanderung					Bevölkerung aus Bulgarien und Rumänien				
	2004	2005	2010	2020	2030	2004	2005	2010	2020	2030
Belgien	2	2	1	0	0	4	6	12	14	15
Dänemark	1	2	1	0	0	4	5	11	12	13
Deutschland	70	89	31	3	3	196	285	570	649	679
Finnland	2	2	1	0	0	4	6	13	14	15
Frankreich	6	8	3	0	0	17	24	48	55	57
Griechenland	8	10	4	0	0	23	33	67	76	79
Großbritannien	5	7	2	0	0	15	21	43	48	51
Irland	1	2	1	0	0	4	6	11	13	14
Italien	12	15	5	0	1	33	47	95	108	113
Luxemburg	0	0	0	0	0	0	1	1	2	2
Niederlande	2	3	1	0	0	6	8	16	19	19
Österreich	9	11	4	0	0	25	37	73	83	87
Portugal	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1
Schweden	3	4	1	0	0	8	11	23	26	27
Spanien	2	2	1	0	0	5	8	16	18	19
EU-15	123	156	54	5	6	344	500	999	1 138	1 191

Quelle: Schätzung des DIW Berlin. Vgl. Text zu den Annahmen der Projektionen (S. 355 f.).

DIW Berlin 2005

Nach Informationen des britischen Innenministeriums wurden von Mai bis Dezember 2004 mehr als 130 000 Arbeitserlaubnisse an Bürger aus den neuen Mitgliedstaaten ausgestellt, von denen rund 40 % bereits vor der Osterweiterung in Großbritannien lebten.⁷ Zu berücksichtigen ist auch, dass ein Teil dieser Arbeitserlaubnisse an Saisonarbeitskräfte vergeben wurde, aber nicht alle Arbeitserlaubnisse auch tatsächlich wahrgenommen werden; so dürfte die Nettozuwanderung eher bei 50 000 als bei 80 000 Personen liegen. Auf jeden Fall ist die

Zuwanderung 2004 deutlich höher ausgefallen, als in diesem kontrafaktischen Szenario (12 000 Personen) und in anderen Studien⁸ unterstellt wurde.

⁷ Home Office: New Figures Show Accession Workers Working for the UK. Home Office Press Releases, Ref.: 351/2004. London, 10. 12. 2004.

⁸ So wird in einer anderen Studie eine Nettozuwanderung von jährlich 4 900 bis 11 600 Personen nach Großbritannien prognostiziert. Vgl. C. Dustmann, M. Casanova, M. Fertig, I. Preston und C. M. Schmidt: The Impact of EU Enlargement on Migration Flows. Home Office Online Report 25/03. London 2003 (www.homeoffice.gov.uk/rds/pdfs2/rdsolr2503.pdf).

Für Irland, das während der Übergangsfristen eine ähnlich liberale Zuwanderungspolitik wie Großbritannien verfolgt, liegen widersprüchliche Informationen vor. Auf der einen Seite wurden 2004 nur noch 7 500 Arbeitserlaubnisse an Bürger aus den neuen Mitgliedstaaten ausgestellt gegenüber 20 000 im Jahre 2003. Auf der anderen Seite wurden an 31 000 Personen Zertifikate ausgestellt, die notwendig sind, um eine Arbeitserlaubnis zu beantragen. Es ist also möglich, dass im Jahre 2004 rund 10 000 Arbeitnehmer neu nach Irland eingewandert sind, während hier eine Zuwanderung von 3 000 Personen unterstellt wurde.

Demgegenüber liegen in jenen skandinavischen Ländern, die ihre Arbeitsmärkte teilweise oder vollständig für die Zuwanderung aus den Beitrittsländern geöffnet haben, die Wanderungszahlen unter den Erwartungen. In Schweden, dem einzigen Mitgliedsland der EU-15, das seinen Arbeitsmarkt vollständig für die Zuwanderung aus den Beitrittsländern geöffnet hat, stieg die Zahl der Arbeitserlaubnisse von 2 097 im Jahre 2003 auf 3 966 im Jahre 2004. In dem kontrafaktischen Szenario wurde demgegenüber eine Nettozuwanderung von mehr als 6 000 Personen unterstellt. In Dänemark, das seinen Arbeitsmarkt ähnlich wie Großbritannien und Irland unter Auflagen geöffnet hat, wurden im Jahre 2004 2 048 Arbeitserlaubnisse an Bürger aus den neuen Mitgliedstaaten erteilt; Vergleichszahlen für 2003 liegen nicht vor. In dem kontrafaktischen Szenario wurde eine Nettozuwanderung von knapp 3 000 Personen angenommen. In Finnland schließlich, das ähnlich wie Deutschland den Zugang zum Arbeitsmarkt nach der Osterweiterung nicht liberalisiert hat, fiel die Zahl der Arbeitserlaubnisse von 6 747 im Jahre 2003 auf 2 169 im Jahre 2004.⁹ Allerdings hat nach Angaben des finnischen Arbeitsministeriums die Zahl der entsandten Arbeitnehmer seit der Osterweiterung deutlich zugenommen.

Für die wichtigsten Einwanderungsländer der EU-15, die eine restriktive Einwanderungspolitik verfolgen, liegen erst vereinzelt Daten vor. In Deutschland, dem mit Abstand wichtigsten Zielland der Migration aus den Beitrittsländern, ist die ausländische Bevölkerung aus den zehn Beitrittsländern von 614 000 Personen zum Jahresende 2003 auf 533 000 zum Jahresende 2004 gesunken. Allerdings handelt es sich bei diesem Rückgang überwiegend um einen statistischen Effekt.¹⁰

Für die beiden anderen wichtigen Zielländer für die Zuwanderung aus Mittel- und Osteuropa, Österreich und Italien, liegen für 2004 noch keine Wanderungszahlen vor. Aufgrund der Wanderungsrestriktionen dürfte es aber auch dort kaum zu einer merklichen Zunahme der Migration aus den mittel- und osteuropäischen Ländern gekommen sein.

Die volkswirtschaftlichen Kosten der Übergangsfristen

Insgesamt kann die Nettozuwanderung aus den acht mittel- und osteuropäischen Beitrittsländern in die EU-15 nach den vorliegenden Informationen auf 100 000 bis 150 000 Personen für das Jahr 2004 geschätzt werden. Das Wanderungspotential wurde damit nur zu einem Drittel bis zur Hälfte ausgeschöpft. Die unterschiedliche Anwendung der Übergangsfristen hat zu einer erheblichen Umlenkung der Migrationsströme von den traditionellen Zielländern der Migration aus Mittel- und Osteuropa – Deutschland, Österreich und Italien – zu den angelsächsischen Ländern geführt. Die skandinavischen EU-Mitglieder dagegen sind unterproportional betroffen, obwohl sie mit Ausnahme Finnlands ihre Arbeitsmärkte ähnlich oder noch weitgehender als die angelsächsischen Länder für die Zuwanderung aus den Beitrittsländern geöffnet haben. Offensichtlich haben Sprachbarrieren eine große Rolle für die Wanderungsentscheidungen gespielt.

Die Umlenkung und Reduzierung der Migrationsströme aus den mittel- und osteuropäischen Ländern hat negative volkswirtschaftliche Effekte für die erweiterte Union. Bei einer Wanderung von 3 bis 4 % der Bevölkerung aus den Beitrittsländern in die EU-15 dürfte das BIP der erweiterten EU nach Simulationsrechnungen um 0,3 bis 0,5 % steigen.¹¹ Das entspräche einem Zuwachs der gesamtwirtschaftlichen Produktion in der erweiterten Gemeinschaft um 30 bis 50 Mrd. Euro. Auch wenn die Gewinne nicht gleichmäßig über die Ein- und Auswanderungsländer und über die einzelnen Produktionsfaktoren innerhalb der Länder verteilt sind, so zeigen Simulationsmodelle und die empirische Forschung gleichermaßen, dass die Zuwanderung entweder nur recht geringe Lohn- und Beschäftigungseffekte nach sich zieht oder sogar neutral für den Arbeitsmarkt ist.¹² Insgesamt, d. h. unter Berücksichtigung der Ein- und Auswanderungsländer, dürfte die Arbeitslosigkeit in der erweiterten EU geringfügig sinken und die Ungleichverteilung der Einkommen zurückgehen. Es gibt deshalb aus

⁹ Der Rückgang bei den finnischen Zahlen kann teilweise dadurch erklärt werden, dass seit der Osterweiterung dort keine Arbeitserlaubnisse für Saisonarbeiten unter drei Monaten mehr erforderlich sind.

¹⁰ So gab es in Deutschland einen Rückgang der ausländischen Bevölkerung um 8,4 % im Jahre 2004, der überwiegend auf die Bereinigung des Ausländerzentralregisters zurückzuführen ist. Vgl. Statistisches Bundesamt: Über 30 % der Ausländer stammen aus der EU. Pressemitteilung. Wiesbaden, 2. Mai 2005. Die Bevölkerung aus den mittel- und osteuropäischen Beitrittsstaaten ist im gleichen Zeitraum allerdings um 13,2 % gesunken.

¹¹ Vgl. T. Boeri und H. Brücker: Migration, Co-ordination Failures and EU Enlargement. DIW Discussion Paper Nr. 481. Berlin 2005.

¹² Die Schätzungen für die Lohneffekte der Zuwanderung in den Einwanderungsländern schwanken zwischen +0,2 bis -0,4 % bei einer Zuwanderung von 1 % der Arbeitnehmer, während die Zunahme der Arbeitslosigkeit auf 0,0 bis 0,2 % geschätzt wird. Vgl. T. Boeri und H. Brücker, Migration ..., a. a. O.

volkswirtschaftlicher Perspektive wenig stichhaltige Gründe, die Ost-West-Wanderung zu unterbinden.

Der Verzicht auf eine Öffnung des Arbeitsmarktes kann schließlich dazu führen, dass auf anderem Wege Beschäftigung in den Mitgliedsländern der EU gesucht wird. Neben illegalen Tätigkeiten in der Schattenwirtschaft gibt es etliche legale Möglichkeiten, Beschäftigungsverbote zu umgehen: Bereits vor der Erweiterung konnten sich Arbeitnehmer aus den Beitrittsländern als Unternehmer oder Selbständige in Deutschland und anderen EU-Ländern niederlassen. Darüber hinaus bestehen legale Beschäftigungsmöglichkeiten für Werkvertragsarbeitnehmer und Saisonarbeitskräfte. Schließlich können im Rahmen der Dienstleistungsfreiheit Arbeitskräfte in die EU entsandt werden, wobei Deutschland für die sensiblen Branchen Bau, Innendekoration und das Reinigungsgewerbe ähnlich wie bei der Arbeitnehmerfreizügigkeit lange Übergangsfristen vereinbart hat.

Die Umgehung des Beschäftigungsverbotes kann in einzelnen Branchen zu erheblichen Verzerrungen führen, etwa durch das Umgehen der Zahlung von Sozialleistungen. Die vorliegenden Daten sprechen allerdings nicht dafür, dass diese legalen Möglichkeiten schon zu einem spürbaren Anstieg der Beschäftigung aus den Beitrittsländern geführt haben. Auch wenn keine Daten über die Zahl der entsandten Arbeitnehmer vorliegen, so deuten die von der Zahlungsbilanz erfassten Finanzströme nicht darauf hin, dass es seit der Osterweiterung zu einer Ausweitung der Dienstleistungstätigkeit von Un-

ternehmen aus den Beitrittsländern in Deutschland gekommen ist. Ähnliches gilt für Saisonarbeitskräfte und Werkvertragsarbeitnehmer. Gleichwohl dürften die Anreize für Arbeitskräfte aus den Beitrittsländern, Tätigkeiten in der Schattenwirtschaft oder in anderen Bereichen, in denen das in Deutschland übliche Lohnniveau deutlich unterschritten wird, nachzugehen, mit der Einführung der Freizügigkeit spürbar sinken.

Schließlich entstehen durch die Umlenkung der Migrationsströme in andere Länder volkswirtschaftliche Kosten. Für die Migranten bedeutet dies nicht nur höhere Wanderungskosten, sondern führt auch dazu, dass die Arbeitskräfte nicht dort eingesetzt werden, wo sie die höchsten Erträge erzielen können. Vor allem aber dürften diejenigen Länder, die ihren Arbeitsmarkt öffnen, die am besten qualifizierten Arbeitskräfte aus den Beitrittsländern gewinnen. Gerade die Beschränkung der Beschäftigungsmöglichkeiten in Deutschland auf Schattenwirtschaft, Saisonarbeit und gering qualifizierte Dienstleistungen dürfte bewirken, dass Arbeitskräfte mit mittleren und hohen Qualifikationen nach Großbritannien und in andere EU-Länder, die ihre Arbeitsmärkte zumindest partiell geöffnet haben, abwandern.

Es ist deshalb nicht nur aus der Perspektive der erweiterten EU, sondern auch aus der Sicht wichtiger Zielländer der Migration wie Deutschland und Österreich sinnvoll, dass sie ihre Arbeitsmärkte zumindest unter Auflagen für die Zuwanderung von Arbeitskräften aus den Beitrittsländern öffnen.

Warum Konjunkturprognosen?

Konjunkturprognostiker stehen im Kreuzfeuer der öffentlichen Kritik. Im vorliegenden Bericht wird folgenden Fragen nachgegangen: Was können Konjunkturprognosen leisten? Welchen Kriterien haben sie zu genügen? Wie sind die Leistungen von – zum Teil öffentlich geförderten – Institutionen, die Konjunkturprognosen liefern, zu beurteilen? Haben sich Konjunkturprognosen bewährt? Was sind die Gründe für Unterschiede bei der Prognosegüte?

Ulrich Fritsche
ufritsche@diw.de

Insgesamt zeigt sich, dass die untersuchten Prognosen im Großen und Ganzen den Kriterien der Unverzerrtheit und Rationalität genügen. Bezüglich Beschleunigungen und Verlangsamungen schneiden sie auf jeden Fall deutlich besser als ein Münzwurf ab. Allerdings sind die Fehlermargen relativ hoch und nehmen mit der Länge des Prognosezeitraums zu – Konjunkturprognosen sind unsicher. Die mit der Prognose verbundene Unsicherheit sollte angegeben werden. Prognoseinstitutionen sollten zudem ihre Prognoseinstrumente wissenschaftlich nachvollziehbar machen und die Anwendungsbedingungen ihrer Aussagen offen legen.

Konjunkturprognosen in der Kritik

Die Zeiten sind für Konjunkturforscher rau geworden. Seit geraumer Zeit nimmt die Kritik an Konjunkturprognosen – eine Domäne der öffentlich geförderten Wirtschaftsforschungsinstitute – zu. Vom „Blindflug der Forscher“ ist die Rede,¹ einzelne Journalisten fordern sogleich „Entlaßt die Experten“,² und selbst der Bundeskanzler klagt über „diese Art der Wissenschaft, die ihn an Meteorologie erinnere“.³

Solche Prognostikerschelte ist nicht neu⁴ und auch nicht die – allzu verständliche – Verteidigungshaltung der Betroffenen, die auf die Bedingtheit ihrer Ergebnisse hinzuweisen nicht müde werden.⁵ In der Öffentlichkeit entsteht daraus leicht der Eindruck, „getretene Hunde“ würden bellen. Umso wichtiger

ist eine wissenschaftliche Auseinandersetzung mit Möglichkeiten und Grenzen von Konjunkturprognosen. Aus diesem Grund wurde hier ein Panel datensatz von Prognosen für Deutschland, die von wichtigen Institutionen erstellt werden, untersucht. Für eine Bewertung ist es allerdings unumgänglich zu erörtern, was rationale Prognosen ausmacht und welche grundsätzlichen Probleme bei der Beurteilung von Prognosen bestehen.

¹ Vgl.: Blindflug der Forscher. In: Der Spiegel vom 2. Mai 2005, S. 94.

² Vgl.: Entlaßt die Experten. In: FAZ vom 19. April 2005, S. 33.

³ Vgl.: Deutlich besser als ein Münzwurf. In: FAZ vom 6. Mai 2005, S. 12.

⁴ Vgl. die zitierten Beispiele in M. Tietzel: Prognoselogik oder: Warum Prognostiker irren dürfen. In: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Bd. 206, Nr. 6, 1989, S. 546–562.

⁵ Vgl. J. Hinze: Konjunkturprognosen: Was sie leisten können und was nicht. In: Hamburger Jahrbuch für Wirtschafts- und Gesellschaftspolitik, Jg. 32, 1987, S. 37–47; E. Helmstädter: Die Ratgeber sind nicht ratlos. In: Die Zeit vom 18. September 1988, S. 26.

Rationale Prognosen oder Kaffeesatzleserei?

Eine Vorhersage ist eine Aussage, die heute geäußert wird und das Eintreten eines bestimmten Ereignisses in der Zukunft beschreibt. Diese Aussage kann eintreten oder nicht, unabhängig davon, auf welchem Prognosemodell sie beruht. Was alle Wirtschaftsforschungsinstitute und seriöse Prognostiker von Propheten und deren Prophezeiungen unterscheidet, ist die wissenschaftliche Begründung der Prognose.⁶ Eine Aussage über das künftige Auftreten eines Ereignisses wird deduktiv aus mindestens einem allgemeinen Anwendungsgesetz und mindestens einer singulären Anwendungsbedingung abgeleitet.

Beispielsweise seien die Auswirkungen einer Ölpreiserhöhung auf Wachstum und Beschäftigung betrachtet: So zeigt die Erfahrung, dass eine 10-prozentige Ölpreiserhöhung im Schnitt und über zwei Jahre gerechnet das Wachstum in Industrieländern um 0,2 bis 0,25 Prozentpunkte dämpft.⁷ Unter der konkreten Anwendungsbedingung eines 20-prozentigen Ölpreisanstiegs wäre also eine konjunkturelle Abschwächung um 0,4 bis 0,5 Prozentpunkte über zwei Jahre zu erwarten.

Nur Gesetz und Anwendungsbedingung(en) zusammen sind also hinreichende Bedingung für das Prognoseargument. Vorhersagen, die nicht auf einem vollständigen oder sogar auf einem logisch defekten Prognoseargument beruhen, sind nicht wissenschaftlich oder rational, da sie sich der Überprüfbarkeit entziehen.

Im Allgemeinen erfüllen die meisten veröffentlichten Konjunkturprognosen diese Anforderungen.⁸ Sie basieren auf einem ökonomisch fundierten Modell als dem allgemein gültigen Gesetz und enthalten mit der Analyse der Ist-Situation und der Darstellung der Annahmen der Prognose die konkreten Anwendungsbedingungen.

Allerdings bestehen selbst bei hinreichend rational begründeten und vollständigen Prognosen theoretische Probleme:

- Das erste Problem bezieht sich auf den Geltungsbereich der der Prognose zugrunde liegenden allgemeinen Aussage. Ökonometrische Modelle und auch das Erfahrungswissen der Prognostiker sind vergangenheitsbezogen; die daraus abgeleiteten „Gesetzmäßigkeiten“ können streng genommen nur für die Vergangenheit Gültigkeit beanspruchen.⁹ Denn die Struktur der ökonomischen Beziehungen kann sich verändern. Durch entsprechende Tests auf Strukturbrüche versucht man, dem Problem zu bege-

nen. Es ist jedoch sehr schwer, solche Veränderungen gerade am Ende des zurückliegenden Zeitraums zu entdecken. Sie für die Zukunft vorherzusagen, ist naturgemäß unmöglich.

- Das zweite Problem bezieht sich auf die Anwendungsbedingungen der Prognosen. Alle Konjunkturprognosen benutzen in irgendeiner Form Modelle, die die Komplexität reduzieren. Diese enthalten Anwendungsbedingungen oder exogen gesetzte Annahmen, die erfüllt sein müssen. Im genannten Beispiel ist es die Annahme über die Entwicklung des Ölpreises. Mit großen ökonometrischen Modellen kann man zwar immer mehr Annahmen „endogenisieren“; letztlich löst man damit aber das Problem nicht, sondern verschiebt es nur auf eine andere Ebene.
- Das dritte Problem bezieht sich darauf, dass Erwartungen und Prognosen selbst Bestandteil des zu analysierenden ökonomischen Systems sind.¹⁰ Dieses Phänomen kann zu sich selbst erfüllenden Prognosen führen: Die Vorhersage einer Währungskrise löst eine Spekulationswelle aus, die die Währung ins Wanken bringt, oder die Prognose der Liquiditätskrise einer Geschäftsbank führt zum Abzug der Spareinlagen und damit genau zu einer Liquiditätskrise usw.

Was folgt daraus? Generell ist Zukunft nicht vorhersehbar. Eine Prognose ist deshalb noch nicht zwecklos. Die Abschätzung der Auswirkungen ökonomisch relevanter Entscheidungen kann – bei aller Beschränktheit – nur auf Basis fundierter Prognosen erfolgen. Solche Vorhersagen müssen allerdings wissenschaftlichen Kriterien genügen.

Zur Beurteilung der Prognosen

Im Folgenden werden die Prognosen zahlreicher nationaler und internationaler Institutionen für das Wirtschaftswachstum und den Preisanstieg in Deutschland untersucht.¹¹ Die verwendeten Daten und Quellen sowie Details zu den verwendeten Prüfmaßen und Tests werden im Kasten beschrieben.

⁶ Vgl. M. Tietzel, a. a. O., S. 548 f.

⁷ Vgl. für einen Überblick D. Jones, P. Leiby und I. Paik: Oil Price Shocks and the Macroeconomy: What Has Been Learned Since 1996. In: Energy Journal, Vol. 25, No. 2, 2004, S. 1–32.

⁸ Problematisch sind aus theoretischer Perspektive allerdings die häufig benutzten Trendextrapolationsmethoden. Solche Verfahren sind – wenn überhaupt – aus erkenntnistheoretischer Sicht nur auf streng geschlossene Systeme anwendbar, nicht jedoch auf offene und sich verändernde Systeme.

⁹ Das Einstein-Jahr 2005 gemahnt daran, dass Denkgebäude ganzer Wissenschaftszweige in relativ kurzer Zeit umgeworfen werden können.

¹⁰ Das Phänomen ist von Oskar Morgenstern und Karl Popper ausführlich diskutiert worden. Vgl. M. Tietzel, a. a. O., S. 554 ff.

¹¹ Vgl. U. Fritzsche und J. Döpke: Growth and Inflation Forecasts in Germany – An Assessment of Accuracy and Dispersion. Diskussionspapier des DIW Berlin Nr. 399. Berlin 2004 (www.diw.de/deutsch/produkte/publikationen/diskussionspapiere/docs/papers/dp399.pdf).

Kasten

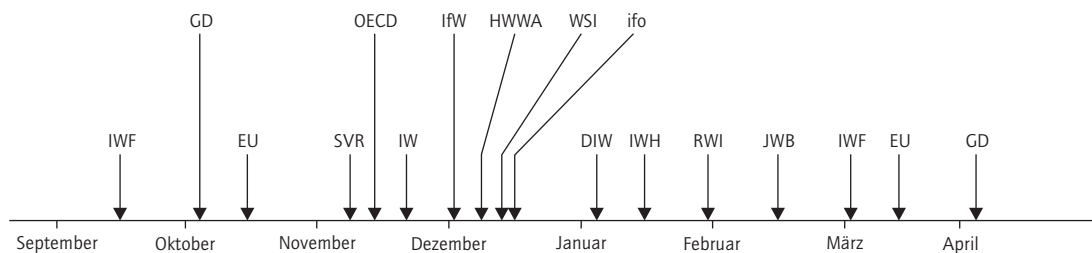
Methoden der Prognoseevaluierung

Die untersuchten Prognosen sind alle im Winterhalbjahr für das kommende oder – wenn die Prognosen nach dem Dezember veröffentlicht sind – für das laufende Kalenderjahr erstellt.

Die Abbildung gibt auf einem Zeitstrahl die ungefähren – und historisch teilweise etwas variierenden – Veröffentlichungszeitpunkte der hier untersuchten Prognosen an: Das Panel beginnt mit der Prognose des Währungsfonds im Herbst und endet im April mit der Gemeinschaftsdiagnose vom Frühjahr. Die Quellen sind in Tabelle K1 angegeben.

Abbildung

Institutionen und Prognosezeitpunkte



Legende:

IWF: Internationaler Währungsfonds; GD: Gemeinschaftsdiagnose; EU: Europäische Kommission; SVR: Sachverständigenrat; IW: Institut der deutschen Wirtschaft; OECD: Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung, Paris; IFW: Institut für Weltwirtschaft, Kiel; HWWA: Hamburgisches Weltwirtschaftsarchiv, Hamburg; WSI: Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliches Institut bei der Hans-Böckler-Stiftung; ifo: ifo Institut, München; DIW: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin; IWH: Institut für Wirtschaftsforschung, Halle; RWI: Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung, Essen; JWB: Jahreswirtschaftsbericht der Bundesregierung.

DIW Berlin 2005

Die Wachstumsprognosen beziehen sich auf das reale Bruttosozialprodukt für den Zeitraum 1983 bis 1989 und das reale Bruttoinlandsprodukt für alle anderen Jahre. Im Falle von Intervallprognosen wurde der Mittelwert verwendet. Bis 1992 beziehen sich die Größen auf Westdeutschland, danach auf Gesamtdeutschland. Für die Inflationsprognosen wurde der Deflator des privaten Verbrauchs herangezogen. Als Vergleichsreihe für die Realisierungen wurden die Erstveröffentlichungen der entsprechenden Reihen durch das Statistische Bundesamt benutzt.

Für die Untersuchung wurde eine Reihe von Prüfmaßen berechnet.

- Der mittlere Fehler $ME = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_{t+1,t}$, mit $e_{t+1,t} = y_{t+1} - \hat{y}_{t+1,t}$ als Prognosefehler jeder Periode, definiert als tatsächlicher Wert (in $t+1$) minus dem prognostizierten Wert (in Periode t für Periode $t+1$). Ein positiver (negativer) Wert des mittleren Fehlers bedeutet Unter-(Über)schätzungen der Variablen.
- Der mittlere absolute Fehler $MAE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |e_{t+1,t}|$.
- Die Wurzel des mittleren quadratischen Fehlers $RMSE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_{t+1,t}^2}$.

Text auf Unverzerrtheit der Prognose

Hier bietet sich die sogenannte Mincer-Zarnowitz-Regression an, das heißt, es wird die Gleichung $y_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 \hat{y}_{t+1,t} + u_t$ mit y_{t+1} als realisiertem Wert und $\hat{y}_{t+1,t}$ als dem entsprechenden Prognosewert in Periode t für die Periode $t+1$ geschätzt.¹ Die Hypothese der Unverzerrtheit ist gleichbedeutend mit einer Konstanten von null und einem Koeffizienten bezüglich der Prognose von 1. Die zu testende Nullhypothese lautet $H_0: \beta_0 = 0 \wedge \beta_1 = 1$. Die entsprechende Zeile in den Tabellen 1 und 2 enthält die Irrtumswahrscheinlichkeit der Ablehnung der Nullhypothese.

¹ Vgl. F. X. Diebold: Elements of Forecasting. Cincinnati 2001, Kap. 11.

Tabelle K1

Übersicht über die Quellen der verwendeten Prognosen

Institution	Quelle	Zeitraum	Durchschnittlicher Prognosehorizont in Monaten	Bemerkungen
Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, Wiesbaden	Jahresgutachten, diverse Ausgaben	1970–2004	13	
Arbeitsgemeinschaft wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute	Gemeinschaftsdiagnose Frühjahr, diverse Ausgaben Gemeinschaftsdiagnose Herbst, diverse Ausgaben	1970–2004 1970–2004	8 14	
DIW Berlin	„Wochenbericht des DIW Berlin“, diverse Ausgaben	1970–2004	11	Zwei Prognosen pro Jahr, hier nur Januarprognose
Institut für Weltwirtschaft, Kiel	„Die Weltwirtschaft“, diverse Ausgaben	1970–2004	12	Keine Prognosen 1975 und 1976. Hier wurde die Prognose der GD benutzt, da das Kieler Institut daran beteiligt war und dieser Prognose zustimmte. Für Prognosen generell die Dezemberprognose
HWWA, Hamburg	„Wirtschaftsdienst“, diverse Ausgaben	1970–2004	12	Zwei Prognosen pro Jahr, hier nur Herbstprognose
ifo Institut, München	„ifo Schnelldienst“, diverse Ausgaben	1970–2004	12	
Institut für Wirtschaftsforschung, Halle	„Wirtschaft im Wandel“, diverse Ausgaben	1993–2004	11	Institut im Jahre 1992 gegründet
Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung, Essen	„Economic Report“, diverse Ausgaben	1970–2004	11	
OECD, Paris	„Economic Outlook“, diverse Ausgaben	1970–2004	13	Zwei Prognosen pro Jahr, hier nur Herbstprognose
IWF, Washington, D.C.	„World Economic Outlook“, Frühjahrsprognose, diverse Ausgaben „World Economic Outlook“, Herbstprognose, diverse Ausgaben	1974–2004 1974–2004	9 15	Einige Prognosen nicht publiziert; Daten aus Artis (1987)
Europäische Kommission, Brüssel	„European Economy“, Frühjahrsprognose, diverse Ausgaben „European Economy“, Herbstprognose, diverse Ausgaben	1974–2004 1974–2004	9 14	
Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliches Institut der Hans-Böckler-Stiftung, Düsseldorf	„WSI Mitteilungen“, diverse Ausgaben	1974–2004	12	2001 keine Wachstums- und 2001/02 keine Inflationsprognose
Institut der Deutschen Wirtschaft, Köln	„IW-Trends“, diverse Ausgaben	1970–2004	13	
Bundesregierung, Berlin/Bonn	Jahreswirtschaftsbericht, diverse Ausgaben	1970–2004	10	
				DIW Berlin 2005

Tests auf Rationalität

Ein Test auf Rationalität der Prognose kann direkt aus der Mincer-Zarnowitz-Regression abgeleitet werden, indem diese um exogene Variablen erweitert wird. Es wird also die Gleichung $y_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 \hat{y}_{t+1,t} + \beta_2 X_{t-1} + u_t$ geschätzt, wobei X_{t-1} für eine zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung bekannte exogene Variable steht. Ein üblicher Wald-Test kann dann zur Überprüfung der Hypothese $H_0: \beta_0 = 0 \wedge \beta_1 = 1 \wedge \beta_2 = 0$ verwendet werden.² Für eine optimale und rationale Prognose sollte es nicht möglich sein, eine Variable zu finden, die die Prognosefehler erklärt. Wenn diese Hypothese nicht abgelehnt werden kann, kann die Prognose als rational bezeichnet werden, da die exogene Variable keinen zusätzlichen Erklärungswert liefert. Es wird eine „schwache“ und eine „starke“ Version dieses Tests durchgeführt. Die „schwache“ Version des Tests bezieht sich auf einen Test auf Autokorrelation der Prognosefehler. Wenn keine Variable den Prognosefehler erklärt, sollten auch verzögerte Prognosefehler nicht informativ für die Erklärung der heuti-

² Vgl. K. Holden und D. A. Peel: On Testing for Unbiasedness and Efficiency of Forecasts. In: The Manchester School, Vol. 18, No. 2, 1990, S. 120–127.

gen Prognosefehler sein.³ Definiert man $y_{t+1} - \hat{y}_{t+1,t} = e_{t+1}$ und schätzt die Gleichung $y_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 \hat{y}_{t+1,t} + \beta_2 e_t + u_t$, lautet die Nullhypothese des Wald-Tests $H_0: \beta_0 = 0 \wedge \beta_1 = 1 \wedge \beta_2 = 0$. Die entsprechende Zeile in den Tabellen 1 und 2 enthält wiederum die Irrtumswahrscheinlichkeit der Ablehnung der Nullhypothese.

Verzögerte Prognosefehler stellen jedoch nur eine Teilmenge der dem Prognostiker zur Verfügung stehenden Informationsmenge dar. Eine „starke“ Version des Tests – auch als Tests auf „rationale Erwartungsbildung“ oder „starke“ Rationalität bezeichnet – prüft, ob Prognosefehler unkorreliert mit *irgendeiner* zum Zeitpunkt der Prognose bekannten Information sind. Bei Vorliegen einer solchen Information – informativ bezüglich der Prognosefehler – ist die Prognose als nicht rational zu bezeichnen. Einige Autoren weisen zu Recht darauf hin, dass es schwer zu bestimmen ist, welche Informationen dem Prognostiker genau zum Zeitpunkt der Prognosen bekannt sind.⁴ Aus diesem Grund wurden Variablen aus dem zweiten Quartal des Jahres herangezogen, in dem das hier verwendete Panel der Prognostiker startet. Konkret wurden folgende exogene Variablen getestet: kurzfristiger Zinssatz (Dreimonatsgeld), der reale effektive Wechselkurs, der Ölpreis sowie die Industrieproduktion in der OECD. Alle nichtstationären Variablen wurden über Vorjahresvergleiche in stationäre Variablen überführt. Die entsprechende Zeile in den Tabellen 1 und 2 enthält ebenso die Irrtumswahrscheinlichkeit der Ablehnung der Nullhypothese.

Tests auf Informationsgehalt der Richtungsprognosen

Um den Informationsgehalt der Richtungsprognosen zu untersuchen, wurden die Wachstumsprognosen nach „Beschleunigung“ und „Verlangsamung“ in einer Kontingenztafel klassifiziert⁵ (Tabelle K2).

Tabelle K2

Kontingenztafel (Richtungsprognosen)

Prognose	Resultat		Summe
	Beschleunigung	Verlangsamung	
Beschleunigung	O_{ii}	O_{ij}	$O_{i.}$
Verlangsamung	O_{ji}	O_{jj}	$O_{.j}$
Summe	$O_{.i}$	$O_{.j}$	O

DIW Berlin 2005

Mit dieser Klassifikation kann der Informationsgehalt anhand der Formel

$$\frac{O_{ii}}{O_{ii} + O_{ji}} + \frac{O_{jj}}{O_{jj} + O_{ij}}$$

gemessen werden. Im Falle eines normalverteilten Zufallsprozesses (Münzwurf) ergäben sich bei entsprechend hoher Beobachtungszahl $O_{ii} \approx O_{ji}$ sowie $O_{jj} \approx O_{ij}$ und damit tendenziell ein Informationsgehalt von 1. Im Falle einer jederzeit perfekten Prognose ergäbe sich ein Informationsgehalt von 2. Alle Werte zwischen 1 und 2 zeigen also einen positiven Informationsgehalt an.

Zusätzlich kann getestet werden, ob der Informationsgehalt statistisch signifikant von 1 verschieden ist. Dazu werden die erwarteten Zellbelegungen unter der Nullhypothese keines Informationsgehaltes geschätzt. Der Schätzer für die Zellbelegungen der Kontingenztafel lautet $\hat{E}_{ij} = O_{i.}O_{.j}/O$. Damit kann eine

Maßzahl (Pearsons χ^2) nach der Formel $\sum_{i,j=1}^2 (O_{ij} - \hat{E}_{ij})^2 / \hat{E}_{ij}$ konstruiert werden, die unter der Nullhypothese

keines Informationsgehaltes χ^2 -verteilt ist. Tabelle 3 enthält den Informationsgehalt sowie die Irrtumswahrscheinlichkeit der Ablehnung der erläuterten Nullhypothese.

³ Vgl. G. Kirchgässner: Sind die Erwartungen der Wirtschaftssubjekte rational? Eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland. In: Weltwirtschaftliches Archiv, Bd. 120, 1984, S. 279–300.

⁴ Vgl. G. Tichy: Konjunktur: stilisierte Fakten, Theorie, Prognose. 2., völlig neu bearb. Auflage. Berlin 1994.

⁵ Vgl. F. Diebold und J. Lopez: Forecast Evaluation and Combination. NBER Technical Working Paper 192. Cambridge, MA 1996.

Für die Beurteilung der Prognosen wurde hier insbesondere folgenden Fragen nachgegangen: Wie hoch sind die Prognosefehler der Institutionen, und gibt es signifikante Unterschiede? Wie sind Prognosen anhand der Kriterien Unverzerrtheit und Rationalität zu bewerten? Wie gut werden Richtungsänderungen der Konjunktur prognostiziert?

Prognosefehler

In den Tabellen 1 und 2 sind die mittleren, die mittleren absoluten und die Wurzeln der mittleren quadrierten Fehler für die Wachstums- und die Inflationsprognosen berechnet. Die mittleren Fehler für das Wachstum sind in den meisten Fällen nega-

Tabelle 1

Güte, Unverzerrtheit und Rationalität der Wachstumsprognosen

	Mittlerer Fehler	Mittlerer absoluter Fehler	Wurzel des mittleren quadratischen Fehlers	Test auf Unverzerrtheit	Test auf „schwache“ Rationalität	Test auf „starke“ Rationalität unter Zuhilfenahme des kurzfristigen Zinssatzes	Test auf „starke“ Rationalität unter Zuhilfenahme des realen Außenwertes	Test auf „starke“ Rationalität unter Zuhilfenahme des Ölpreises	Test auf „starke“ Rationalität unter Zuhilfenahme der OECD-Industrieproduktion
	Prozentpunkte			Wahrscheinlichkeit ¹ in %					
IWF, Herbst	-0,71	1,39	1,83	8	96	1	14	9	13
GD, Herbst	-0,39	1,21	1,65	33	86	6	29	28	37
Europäische Kommission, Herbst	-0,46	1,22	1,67	26	88	2	33	21	24
Sachverständigenrat	-0,36	1,02	1,45	35	95	9	31	54	34
OECD	-0,35	1,09	1,58	42	60	8	49	30	29
IW	-0,34	1,17	1,71	30	14	9	48	30	42
IfW	-0,26	1,08	1,55	35	95	13	30	32	36
HWWA	-0,22	0,98	1,38	67	57	29	61	56	63
WSI	-0,14	1,15	1,58	51	71	12	44	33	38
ifo	-0,13	0,96	1,33	86	44	40	86	50	64
DIW Berlin	0,02	1,03	1,51	50	62	9	46	18	50
IWH	-0,40	0,75	1,00	42	17	64	23	61	28
RWI	-0,30	1,02	1,34	40	65	15	51	55	56
Jahreswirtschaftsbericht	-0,26	0,95	1,40	56	38	29	58	35	66
IWF, Frühjahr	-0,19	0,88	1,22	40	12	20	49	21	65
Europäische Kommission, Frühjahr	-0,23	0,83	1,11	42	44	24	67	25	76
GD, Frühjahr	-0,24	0,84	1,18	48	91	20	66	24	58

¹ Angegeben ist die Irrtumswahrscheinlichkeit der Ablehnung der Nullhypothese.

Quelle: Berechnungen des DIW Berlin.

DIW Berlin 2005

Tabelle 2

Güte, Unverzerrtheit und Rationalität der Inflationsprognosen

	Mittlerer Fehler	Mittlerer absoluter Fehler	Wurzel des mittleren quadratischen Fehlers	Test auf Unverzerrtheit	Test auf „schwache“ Rationalität	Test auf „starke“ Rationalität unter Zuhilfenahme des kurzfristigen Zinssatzes	Test auf „starke“ Rationalität unter Zuhilfenahme des realen Außenwertes	Test auf „starke“ Rationalität unter Zuhilfenahme des Ölpreises	Test auf „starke“ Rationalität unter Zuhilfenahme der OECD-Industrieproduktion
	Prozentpunkte			Wahrscheinlichkeit ¹ in %					
IWF, Herbst	-0,11	0,71	0,95	59	9	73	58	63	79
GD, Herbst	0,03	0,83	1,07	23	0	29	26	27	18
Europäische Kommission, Herbst	0,07	0,73	0,97	13	0	22	22	19	12
Sachverständigenrat	0,06	0,74	0,97	9	1	20	7	12	18
OECD	-0,05	0,58	0,79	85	30	89	74	95	95
IW	-0,03	0,55	0,77	27	26	27	29	44	44
IfW	0,19	0,81	1,20	22	0	16	21	20	18
HWWA	0,05	0,68	0,95	31	1	46	23	39	49
WSI	0,01	0,83	1,09	92	0	93	68	74	88
ifo	-0,02	0,63	0,87	66	18	77	50	73	76
DIW Berlin	0,21	0,72	0,95	17	2	33	29	27	31
IWH	0,04	0,53	0,74	22	42	0	22	42	30
RWI	0,13	0,62	0,86	3	0	8	2	2	7
Jahreswirtschaftsbericht	0,16	0,63	0,91	42	3	70	50	75	80
IWF, Frühjahr	-0,16	0,61	0,86	52	1	46	12	49	59
Europäische Kommission, Frühjahr	-0,05	0,38	0,48	62	15	78	80	66	59
GD, Frühjahr	0,05	0,45	0,60	52	19	61	33	86	55

¹ Angegeben ist die Irrtumswahrscheinlichkeit der Ablehnung der Nullhypothese.

Quelle: Berechnungen des DIW Berlin.

DIW Berlin 2005

tiv, was generell eine leichte Tendenz zur Wachstumsüberschätzung signalisiert. Statistische Prüfungen zeigen jedoch, dass diese Überschätzungs-

tendenz in keinem Fall signifikant ist, also auch als zufällig angesehen werden kann. Für die Inflationsprognosen liegt der mittlere Fehler in allen

Fällen nahe null. Die Wurzeln der mittleren quadratischen Fehler sind relativ groß – zwischen 1,1 und 1,8 Prozentpunkten für die Wachstumsprognosen sowie zwischen 0,5 und 1,2 Prozentpunkten für die Inflationsprognosen. Allerdings ist die Größe der Fehler über den betrachteten Zeitraum etwas zurückgegangen. Um eine Abschätzung über die Unsicherheit zumindest der Wachstumsprognosen zu geben, wurde der Median der Prognosen und darauf basierend die Wurzel des mittleren quadratischen Fehlers gegenüber dem Median aller verfügbaren Prognosen für ein rückwärts gerichtetes Zeitfenster von fünf Jahren berechnet.

In Abbildung 1 ist der Median der hier betrachteten Prognosen zusammen mit den Erstveröffentlichungen der Wachstumsergebnisse und einem aus dem Zweifachen der Wurzel des mittleren quadratischen Fehlers bestimmten 95-Prozent-Konfidenzintervall dargestellt. Das Konfidenzband um die Wachstumsprognosen ist weit. Die Unterschiede zwischen den Prognosefehlern sind vor allem auf den Erscheinungszeitpunkt der Vorhersagen zurückzuführen. Dies ist auch zu erwarten, da die Effizienz der Prognose mit der Länge des Prognosezeitraums negativ korreliert sein sollte. Abbildungen 2 und 3 zeigen für die einzelnen Institutionen die jeweiligen Wurzeln des mittleren quadratischen Fehlers, wobei die Prognosen nach ihrem Veröffentlichungszeitpunkt geordnet wurden. Die Regressionsgleichungen machen deutlich, dass die zeitliche Abfolge der Prognosen den Unterschied in den Prognosefehlern zu einem großen Teil erklärt.

Rationalitätstest

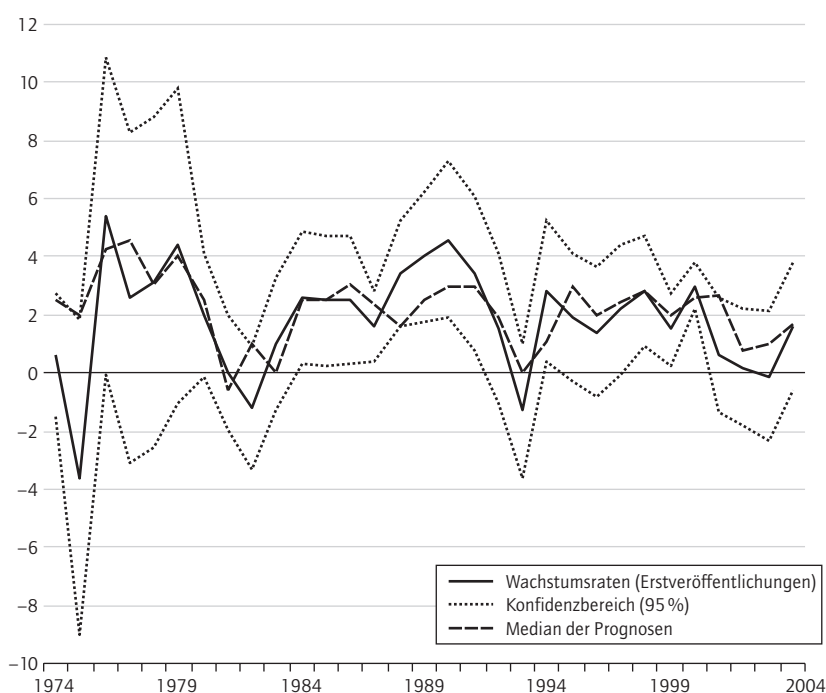
Es wurden Tests auf Unverzerrtheit und Rationalität der Prognosen durchgeführt. Die Einzelheiten zu den verwendeten Tests und Hypothesen sind im Kasten detailliert erläutert. Die Ergebnisse zeigen, dass die Wachstumsprognosen im Allgemeinen den beschriebenen Kriterien von Unverzerrtheit und „schwacher“ Rationalität genügen. Bei den Inflationsprognosen wird das Kriterium der „schwachen“ Rationalität vielfach abgelehnt – was aber ein Reflex bestimmter Zeitreiheneigenschaften der Inflationsraten sein kann.¹² Tests auf „starke“ Rationalität ergeben, dass in einigen Fällen exogene Variablen einen Informationsgehalt bezüglich der Prognosefehler aufweisen. Insbesondere monetäre Variablen scheinen nicht von allen Prognostikern

¹² Dies liegt vor allem daran, dass die Inflationsrate die Zeitreiheigenschaft einer ausgeprägt hohen Persistenz aufweist, d. h. Inflationsraten zweier aufeinander folgender Zeiträume sehr stark miteinander korreliert sind. Tests zeigen, dass die Inflationsrate – zumindest für die hier betrachteten Jahreswerte – jedoch die Eigenschaft der Stationarität aufweist. Dies ist Bedingung für die hier verwendete Spezifikation der Tests.

Abbildung 1

Konfidenzbereich der Wachstumsprognosen

Veränderung in %



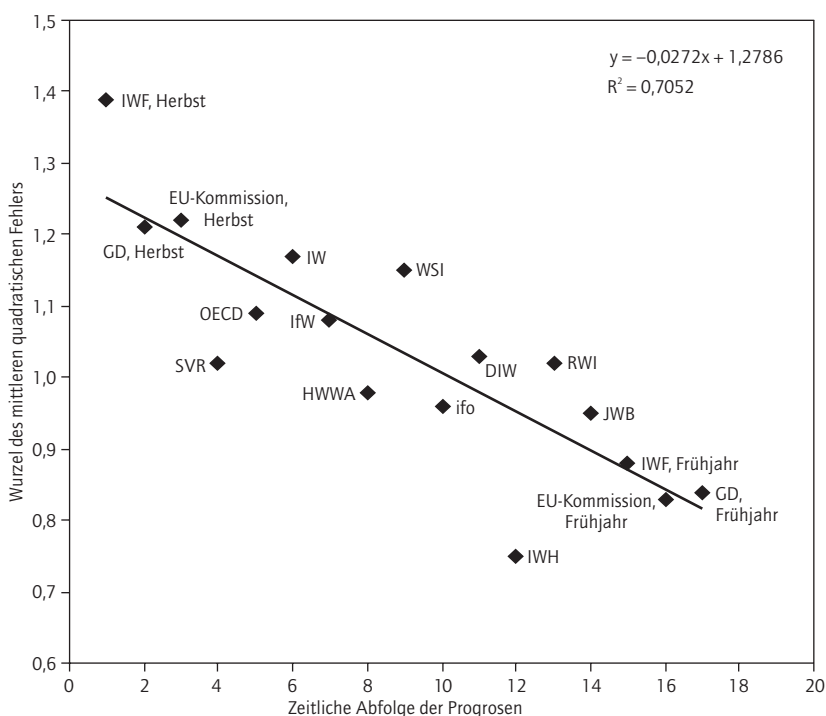
Quelle: Berechnungen des DIW Berlin.

DIW Berlin 2005

Abbildung 2

Wachstumsprognosen

Prognosefehler in Abhängigkeit von der zeitlichen Abfolge der Prognosen



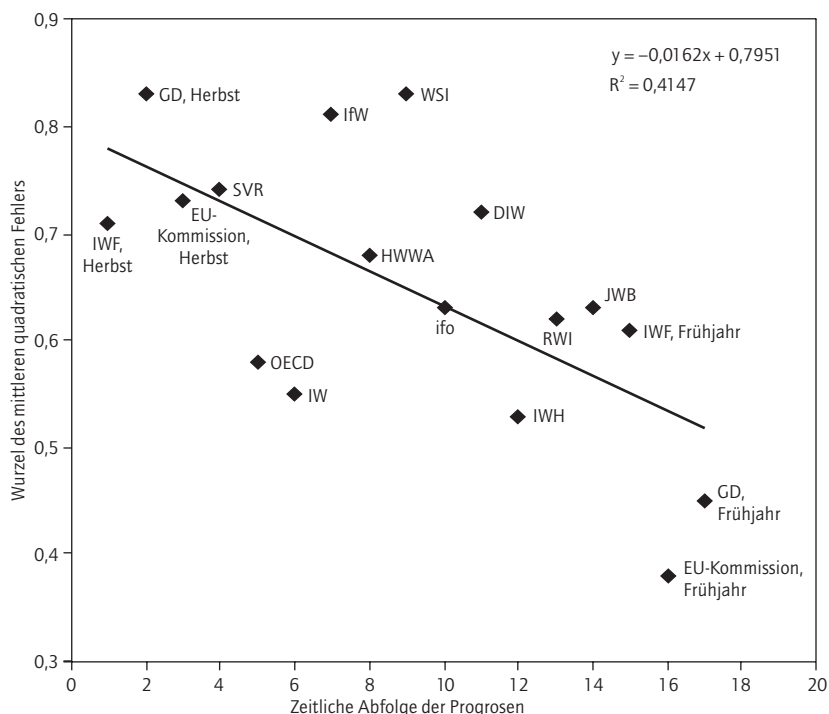
Quelle: Berechnungen des DIW Berlin.

DIW Berlin 2005

Abbildung 3

Inflationsprognosen

Prognosefehler in Abhängigkeit von der zeitlichen Abfolge der Prognosen



Quelle: Berechnungen des DIW Berlin.

DIW Berlin 2005

in ausreichendem Maße berücksichtigt worden zu sein.¹³ Auch Tests im Rahmen eines Panel-Ansatz-

Tabelle 3

Informationsgehalt der Richtungsprognosen

	Wachstumsprognosen		Inflationsprognosen	
	Informationsgehalt ¹	Unabhängigkeitstest ²	Informationsgehalt ¹	Unabhängigkeitstest ²
IWF, Herbst	1,47	1	1,62	0
GD, Herbst	1,34	2	1,46	0
Europäische Kommission, Herbst	1,39	2	1,58	0
Sachverständigenrat	1,31	5	1,51	0
OECD	1,65	0	1,72	0
IW	1,78	0	1,33	1
IWF	1,41	1	1,51	0
HWWA	1,36	3	1,51	0
WSI	1,41	1	1,45	0
ifo	1,47	0	1,40	1
DIW Berlin	1,47	0	1,50	0
IWH	1,83	0	1,43	3
RWI	1,36	3	1,39	0
Jahreswirtschaftsbericht	1,41	1	1,52	0
IWF, Frühjahr	1,39	1	1,47	0
Europäische Kommission, Frühjahr	1,53	0	1,76	0
GD, Frühjahr	1,52	0	1,76	0

¹ Im Falle eines normalverteilten Zufallsprozesses ergibt sich ein Informationsgehalt von 1, bei einer perfekten Prognose von 2. Alle Werte zwischen 1 und 2 zeigen also einen positiven Informationsgehalt an.

² Angegeben ist die Irrtumswahrscheinlichkeit der Ablehnung der Nullhypothese.

Quelle: Zusammenstellung des DIW Berlin.

DIW Berlin 2005

zes mit einer Korrektur des Einflusses der zeitlichen Abfolge auf die Prognosen bestätigen dies.

Prognose von Richtungsänderungen

Eine im Zusammenhang mit Konjunkturprognosen häufig gestellte Frage lautet: Liefern uns die Prognosen Informationen bezüglich der Richtungsänderung des Wachstums bzw. der Inflation? Um dies festzustellen, wurden die konjunkturelle Entwicklung und Prognosen nach den Merkmalen „Beschleunigung“ und „Verlangsamung“ klassifiziert, und es wurde überprüft, wie oft die Prognostiker hier richtig lagen. Dazu wurde eine Kontingenztafel aufgestellt und der Informationsgehalt ermittelt (nähere Erläuterungen siehe Kasten). Alle Prognosen haben einen deutlich höheren Informationsgehalt als auf Zufall basierende Prognosen („Münzwurf“); die Ergebnisse der durchgeführten χ^2 -Tests bestätigen die statistische Signifikanz dieser Aussage (Tabelle 3).

Fazit

Alles in allem zeigt sich, dass eine Bewertung von Prognosen ein komplexer Vorgang ist. Allein auf das Kriterium der Prognosegüte zu schauen, greift zu kurz, da prinzipiell auch unwissenschaftliche Prognosen Ereignisse zufällig richtig vorhersagen können. Mittelfristig können sich Prognosen allerdings „bewähren“ und zur Orientierung dienen. Für die Bewertung von Prognosen sind folgende Argumente entscheidend:

1. Prognosen müssen vollständig sein, das heißt, sie sollten eine Darstellung des zugrunde liegenden Modells wie auch der Anwendungsbedingungen (vor allem exogene Annahmen) enthalten. Dies kann formal – im Rahmen eines für die Prognose verwendeten Modells – oder verbal – wie bei den Wirtschaftsforschungsinstituten – erfolgen. So wird sichergestellt, dass Prognosen dem Kriterium der Nachprüfbarkeit genügen.
2. Prognosen sollten im längerfristigen Vergleich unverzerrt sein und dem definierten Kriterium von Rationalität genügen, das heißt, es sollte keine zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung all-

¹³ H. M. Hagen und G. Kirchgässner: Interest Rate Based Forecasts vs. Professional Forecast for German Economic Growth: A Comparison. Discussion Paper No. 9714. Universität St. Gallen 1997; G. Kirchgässner und M. Savioz: Monetary Policy and Forecasts for Real GDP Growth: An Empirical Investigation for the Federal Republic of Germany. In: German Economic Review, Vol. 2, No. 4, 2001, S. 339–365; C. R. Harvey: Interest Rate Based Forecasts of German Economic Growth. In: Weltwirtschaftliches Archiv, Bd. 127, 1991, S. 701–718. Sie kommen alle zu ähnlichen Ergebnissen.

gemein zugängliche Information geben, die ungenügend berücksichtigt wurde und so für den Prognosefehler maßgeblich ist. Die für Deutschland vorliegenden Prognosen erfüllen im Allgemeinen diese Anforderungen. Allerdings deutet der nachweisbare Informationsgehalt monetärer Variablen bezüglich der Prognosefehler bei Wachstumsprognosen einzelner Institutionen darauf hin, dass hier Verbesserungsbedarf besteht.

3. Prognosen können sich „bewähren“. Auf der Grundlage der historischen Prognoseabweichungen kann – solange die Prognosefehler normalverteilt sind – ein näherungsweise berechnetes Konfidenzband ermittelt werden. Dieses beträgt für ein 95-Prozent-Konfidenzintervall derzeit etwa ± 2 Prozentpunkte, das heißt, eine Wachstumsprognose von 1 % liegt mit 95-prozentiger Sicherheit im Intervall von -1 bis $+3$ %. Das 66-Prozent-Konfidenzintervall läge bei ± 1 Prozentpunkt.
4. Die absolute Größe der Prognosefehler ist in den vergangenen Dekaden zurückgegangen, wegen

der insgesamt niedrigeren Wachstums- und Inflationsraten jedoch nicht die relative Größe der Prognosefehler.¹⁴ Im internationalen Vergleich sind die Prognosefehler für Deutschland nicht ungewöhnlich hoch.¹⁵

5. Für die Bewertung der Prognosen ist zu berücksichtigen, dass es eine Vielzahl von Faktoren gibt, die von Prognostikern nur schwer und mit hoher Unsicherheit einzuschätzen sind. Dazu gehören Annahmen über die exogenen Variablen wie Ölpreis und Wechselkurs, die sowohl die Mehrzahl der Marktteilnehmer wie auch viele Konjunkturforscher in den letzten Jahren vielfach falsch eingeschätzt haben. Externe Schocks – wie die konjunkturelle Abkühlung nach dem 11. September 2001 – sind ebenfalls beispielhaft für solche schwer absehbaren Faktoren.

¹⁴ Vgl. U. Heilemann und H. O. Stekler: Has the Accuracy of German Macroeconomic Forecasts Improved? Discussion Paper of the German Research Council's Research Centre 475, 31/03. Dortmund 2003.

¹⁵ Vgl. P. Loungani: How Accurate are Private Sector Forecasts? Cross-country Evidence from Consensus Forecasts of Output Growth. In: International Journal of Forecasting, Vol. 17, No. 3, 2001, S. 419–432.



Aus den Veröffentlichungen des DIW Berlin

Marco Caliendo and Sabine Kopeinig

Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching

Propensity Score Matching (PSM) has become a popular approach to estimate causal treatment effects. It is widely applied when evaluating labour market policies, but empirical examples can be found in very diverse fields of study. Once the researcher has decided to use PSM, he is confronted with a lot of questions regarding its implementation. To begin with, a first decision has to be made concerning the estimation of the propensity score. Following that one has to decide which matching algorithm to choose and determine the region of common support. Subsequently, the matching quality has to be assessed and treatment effects and their standard errors have to be estimated. Furthermore, questions like "what to do if there is choice-based sampling?" or "when to measure effects?" can be important in empirical studies. Finally, one might also want to test the sensitivity of estimated treatment effects with respect to unobserved heterogeneity or failure of the common support condition. Each implementation step involves a lot of decisions and different approaches can be thought of. The aim of this paper is to discuss these implementation issues and give some guidance to researchers who want to use PSM for evaluation purposes.

Diskussionspapier Nr. 485
April 2005

Richard V. Burkhauser and Dean R. Lillard

The Contribution and Potential of Data Harmonization for Cross-National Comparative Research

The promise of empirical evidence to inform policy makers about their population's health, wealth, employment and economic well being has propelled governments to invest in the harmonization of country specific micro data over the last 25 years. We review the major data harmonization projects launched over this period. These projects include the Luxembourg Income Study (LIS), the Cross-National Equivalent File (CNEF), the Consortium of Household Panels for European Socio-Economic Research (CHER), the European Community Household Panel (ECHP), the European Union Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC), and the Survey of Health, Aging and Retirement in Europe (SHARE). We discuss their success in providing reliable data for policy analysis and how they are being used to answer policy questions. While there have been some notable failures, on the whole these harmonization efforts have proven to be of major value to the research community and to policy makers.

Diskussionspapier Nr. 486
April 2005

Die Volltextversionen der Diskussionspapiere liegen von 1998 an komplett als pdf-Dateien vor und können von der entsprechenden Website des DIW Berlin heruntergeladen werden (www.diw.de/deutsch/produkte/publikationen/diskussionspapiere).

Impressum

DIW Berlin
Königin-Luise-Str. 5
14195 Berlin

Herausgeber

Prof. Dr. Klaus F. Zimmermann (Präsident)
Prof. Dr. Georg Meran (Vizepräsident)
Dr. Tilman Brück
Dörte Höppner
Prof. Dr. Claudia Kemfert
Dr. Bernhard Seidel
Prof. Dr. Viktor Steiner
Prof. Dr. Alfred Steinherr
Prof. Dr. Gert G. Wagner
Prof. Dr. Axel Werwatz, Ph.D.
Prof. Dr. Christian Wey

Redaktion

Dr. habil. Björn Frank
Dr. Elke Holst
Jochen Schmidt
Dr. Mechthild Schrooten

Pressestelle

Renate Bogdanovic
Tel. +49 - 30 - 897 89-249
presse@diw.de

Vertrieb

DIW Berlin Leserservice
Postfach 74
77649 Offenburg
leserservice@diw.de
Tel. 01805 - 19 88 88 *dtms/12 Cent./min.

Abo-Betreuung durch
Abonnenten Service Center GmbH
Geschäftsführer: Heinz-Jürgen Koch
Marlener Str. 4
77656 Offenburg

Bezugspreis

Jahrgang Euro 180,-
Einzelheft Euro 7,-
(jeweils inkl. MwSt. und Versandkosten)
Abbestellungen von Abonnements
spätestens 6 Wochen vor Jahresende

ISSN 0012-1304

Bestellung unter leserservice@diw.de

Konzept und Gestaltung

kognito, Berlin

Satz

Wissenschaftlicher Text-Dienst (WTD), Berlin

Druck

Druckerei Conrad GmbH
Oranienburger Str. 172
13437 Berlin

Nachdruck und sonstige Verbreitung – auch auszugsweise – nur mit Quellenangabe und unter Zusendung eines Belegexemplars an die Abteilung Information und Organisation zulässig.