

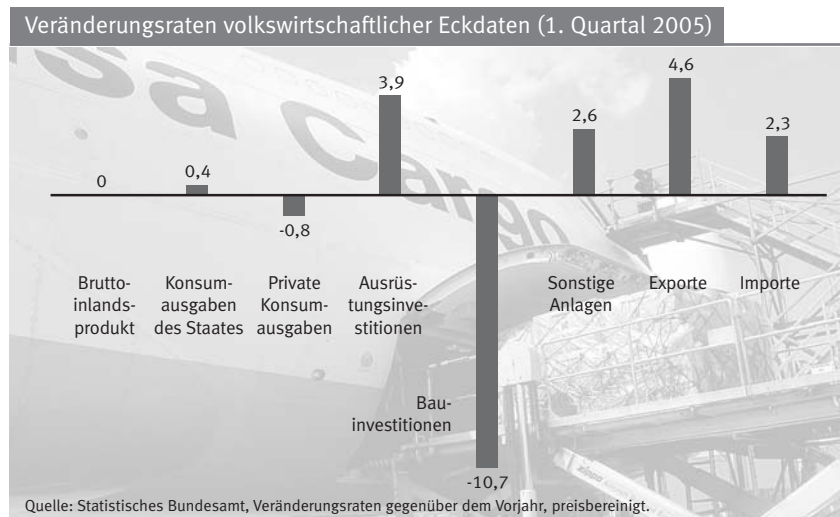
Dies ist die erste Ausgabe der „ZEW Wachstums- und Konjunkturanalysen“, die den bisherigen „ZEW-Konjunkturreport“ ersetzt. Mit der Umbenennung wird die inhaltliche Ausrichtung der Makro-Forschung am ZEW deutlich gemacht. In dieser Forschung geht es nicht nur um die kurzfristige Konjunkturanalyse, sondern auch um eher langfristig ausgerichtete Fragen. Die „ZEW Konjunktur- und Wachstumsanalysen“ werden – wie zuvor der „ZEW Konjunkturreport“ – vier Mal im Jahr makroökonomisch interessante Fragestellungen und neue Forschungsergebnisse des ZEW vorstellen.

Keine durchgreifende Änderung in Sicht

Noch immer ist die konjunkturelle Entwicklung in Deutschland von Zurückhaltung geprägt. Erst im Jahr 2006 wird mit einer Belebung der Binnennachfrage gerechnet, welche die außenwirtschaftlichen Einflüsse überlagern wird. Für eine durchgreifende Besserung auf dem Arbeitsmarkt wird diese Entwicklung jedoch kaum ausreichen.

Nach Angaben des Statistischen Bundesamts hat sich das reale Bruttoinlandsprodukt (BIP) des ersten Quartals 2005 im Vergleich zum Vorjahresquartal nicht verändert. Bei detaillierter Betrachtung der Verwendungsseite des preisbereinigten BIP fällt auf, dass die positiven Wirkungen des Außenbeitrags durch den

revidierten Daten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung erstellt. Die Revision betrifft im Wesentlichen die Umstellung auf Kettenindizes mit Vorjahresbasis zur Preisbereinigung, eine Neubehandlung der Entgelte für Bankdienstleistungen (künftig FISIM) sowie die Einführung neuer Verfahren zur Deflationierung.



Rückgang der inländischen Verwendung aufgehoben wurden. So haben sich sowohl die privaten Konsumausgaben (-0,8 v.H.) als auch die Bruttoanlageinvestitionen verringert (-4,1 v.H.). Die im Vergleich zum Vorjahresquartal gesunkenen Investitionen werden durch eine Abnahme bei den Bauinvestitionen bestimmt, die mit 10,7 v.H. recht drastisch ausfällt. Die Zahlen wurden erstmals auf Basis der

Trotz der überraschend positiven Entwicklung im ersten Quartal 2005 im Vergleich zum Vorquartal – das reale BIP ist saison- und preisbereinigt um 1,0 v.H. gestiegen – sind die Aussichten für das gesamte Jahr 2005 nicht übermäßig positiv. Die Prognosen der Experten für die jährliche Veränderungsrate des realen Bruttoinlandsprodukts weisen jetzt Werte zwischen 0,7 v.H. (Gemeinschaftsdiag-

nose) und 1,2 v.H. (BHF-Bank) auf. Den Prognosen in Tabelle 1 liegen die ausführlichen Ergebnisse zur Wirtschaftsleistung im ersten Quartal 2005 noch nicht zugrunde. Vor allem für die zweite Jahreshälfte wird mit einer etwas anziehenden Konjunktur gerechnet. Diese Entwicklung setzt sich nach Einschätzung der Experten im Jahr 2006 fort, die Veränderungsraten des realen BIP von 1,3 v.H. (Deutsche Bank) bis 1,9 v.H. (BHF-Bank) prognostizieren. Auch die Entwicklung des Frühindikators der ZEW Konjunkturerwartungen im Mai 2005 gibt keinen Anlass, auf eine kurzfristige Besserung zu hoffen. Der Indikator ist um 6,2 auf 13,9 Punkte zurückgegangen und liegt wieder deutlich unterhalb seines historischen Mittelwerts von 34,2 Punkten.

Export immer noch ausschlaggebend für die konjunkturelle Entwicklung

Zwar rechnen die Prognostiker nicht mit einer ähnlich starken Entwicklung der

IN DIESER AUSGABE

Keine durchgreifende Änderung in Sicht . . .	1
Die voraussichtliche Lage in der EWU	3
ZEW-Finanzmarkttest: Ergebnisse der Maiumfrage 2005	4
Prognosevergleich der ZEW-Konjunkturerwartungen und der ifo-Geschäftserwartungen: Eine Aktualisierung	6
Wie genau sind Konjunkturprognosen?	8
Arbeitsmarktdynamik und ex-post Mismatch in Baden-Württemberg	10
Code-Wörter in der EZB-Kommunikation	12

Exporte wie 2004, trotzdem werden Veränderungsraten zwischen 3,6 (DEKA) und 6,4 v.H. (EU-Kommission) für dieses Jahr vorhergesagt (siehe Tabelle 1). Gestützt wird diese Entwicklung vorwiegend durch die recht stabile Weltkonjunktur und den sich daraus ergebenden positiven Einfluss auf die Exporte. Dazu kommt, dass sich die Auswirkungen der Euro-Aufwertung im Laufe des Jahres verlieren sollten. Die Veränderungsrate der Importe liegt in diesem Jahr nach Einschätzung der Institutionen mit Ausnahme der EU-Kommission unter der der Exporte und auch niedriger als 2004. Damit wird der Außenbeitrag in 2005 einen positiven Beitrag zur Konjunktur leisten. Erst 2006 rechnen die Prognostiker mit einer stärkeren Zunahme der Importe, der durch eine Belebung des privaten Konsums und der Investitionen gefördert wird.

Private Haushalte konsumieren weniger

Nachdem die realen Konsumausgaben der privaten Haushalte seit Mitte des letzten Jahres wieder leicht gestiegen waren, sind für diese volkswirtschaftliche Aggregatgröße abermals enttäuschende Zahlen zu berichten: Mit einem Rückgang von 0,2 v.H. im Vergleich zum Vorquartal schwindet nun die Hoffnung auf eine Erholung

des privaten Konsums. Aktuelle Stimmungsindikatoren zum Konsumklima, wie beispielsweise das von der Gesellschaft für Konsumforschung (GfK) erhobene Konsumklima, signalisieren ebenfalls keine positiven Aussichten im Hinblick auf die Konsumneigung. Einige Überlegungen sprechen trotzdem für eine sehr leichte Zunahme des privaten Verbrauchs in diesem Jahr: Die verfügbaren Einkommen der privaten Haushalte dürften sich weiter erhöhen. Unter der Annahme einer nicht weiter steigenden Sparquote sowie einer moderaten Entwicklung der Verbraucherpreise, leichter Zuwächse der Tariflöhne und einer etwas besseren Situation auf dem Arbeitsmarkt könnten kleine reale Kaufkraftzuwächse der privaten Haushalte zu verzeichnen sein.

Fiskalpolitische Impulse sind angesichts knapper öffentlicher Haushalte nicht zu erwarten.

Investitionen sind rückläufig

Die Bruttoanlageinvestitionen sind im ersten Quartal 2005 eingebrochen. Für den Rückgang von 1,7 v.H. im Quartalsvergleich in realer Rechnung waren vor allem die Bauinvestitionen verantwortlich. Investitionen in Ausrüstungen und sonstige Anlagen nahmen dagegen mit Quartalsveränderungsraten von jeweils 0,9 v.H.

zu. Ein Überhang des Wohnungsangebots sowie unattraktive Renditeaussichten für gewerbliche Immobilien sind zwei der Gründe, warum die Investitionstätigkeit hier rückläufig ist. Bei den Investitionen in sonstige Anlagen fallen besonders die Ausgaben für Computersoftware und Urheberrechte ins Gewicht. Der Ausblick für die Bruttoanlageinvestitionen dürfte vorerst verhalten bleiben. Erst im nächsten Jahr ist mit zunehmender Aktivität zu rechnen.

Geringe Dynamik auf dem Arbeitsmarkt

Die Arbeitsmarktstatistik war zum Jahreswechsel von den Auswirkungen der Arbeitsmarktreflexionen über die Erfassung der erwerbsfähigen Sozialhilfempfänger geprägt. Da die Erhebung aller relevanten Daten zur Arbeitslosigkeit in Deutschland noch nicht vollständig abgeschlossen ist, wird hier mit weiteren statistischen Anpassungen im Laufe des Jahres zu rechnen sein. Eine wesentliche Entspannung auf dem Arbeitsmarkt in naher Zukunft wird jedoch – unabhängig von statistischen Effekten – von keinem der prognostizierenden Instituten und Banken erwartet.

*Macus Kappler, kappler@zew.de
Dr. Katrin Ullrich, ullrich@zew.de*

Tabelle 1: Wirtschaftliche Entwicklung in Deutschland 2004 und 2005

	Statist.	Gemeinschafts-		EU-		Allianz		DEKA		Deutsche Bank		BHF-Bank	
	BA	diagnose		Kommission									
	2004	2005	2006	2005	2006	2005	2006	2005	2006	2005	2006	2005	2006
BIP, real	1,6	0,7	1,5	0,8	1,6	1,0	1,7	0,8	1,5	1,0	1,3	1,2	1,9
Privater Konsum	-0,1	0,4	0,7	0,7	1,4	0,5	1,1	0,2	1,1	0,3	1,0	0,4	1,7
Konsumausgaben des Staates	-0,7	-0,1	0,4	-0,1	0,6	0,3	0,3	-0,1	0,6	0,3	0,3	0,7	0,4
Bruttoanlageinvestitionen	-0,5	0,7	1,5	2,0	3,5	-	-	-1,3	1,9	0,0	1,3	0,7	1,5
Exporte	9,0	4,1	6,4	6,4	6,5	4,6	5,5	3,6	5,6	4,6	4,5	4,1	3,8
Importe	6,7	3,8	5,7	6,8	7,4	3,4	5,7	3,0	5,8	3,1	4,2	2,3	2,9
Erwerbstätige (in Tsd.)	38.860	38.731	39.067	39.132	39.171	39.249	39.443	39.047	39.297	-	-	-	-
	0,4	0,8	0,9	0,7	0,8	1,0	1,5	0,5	0,6	-	-	-	-
Arbeitslose (in Tsd.)	4.381	4.844	4.518	-	-	-	-	4.836	4.702	4.800	4.600	-	-
Arbeitslosenquote	10,5	11,1	10,4	-	-	11,7	11,3	11,6	11,3	11,5	11,2	11,6	11,0
Preisindex der Lebenshaltung	1,6	1,7	1,5	1,3	1,1	1,5	1,0	1,7	1,3	1,2	1,1	1,6	1,7
Finanzierungssaldo des Staates in v.H. des BIP	-3,7	-3,4	-3,3	-3,3	-2,8	-3,5	-3,2	-	-	-3,6	-3,5	-3,2	-2,9

Mit Ausnahme der Arbeitslosenquote und der Anzahl der Erwerbstätigen und der Arbeitslosen alle Angaben als Veränderung in v.H. gegenüber dem Vorjahr. Arbeitslosenquote gemessen an allen zivilen Erwerbspersonen.

Quellen: Gemeinschaftsdiagnose 26. April 2005, EU-Kommission April 2005, Allianz 29. April 2005, DEKA 17. Mai 2005, Deutsche Bank und BHF Bank 20. Mai 2005

Stand: 25. Mai 2005

Die voraussichtliche Lage in der EWU

Ein gemischtes Bild zeigt sich in der Entwicklung des realen Bruttoinlandsproduktes in den Ländern der Eurozone in der Schnellschätzung für das erste Quartal 2005. Zwar ergab sich ein Anstieg auf 0,5 v.H., womit der Wert des Vorquartals (0,2 v.H.) übertroffen und der Abwärtstrend, der im zweiten Halbjahr 2004 eingesetzt hatte, gestoppt wurde. Dieser Anstieg wurde jedoch hauptsächlich durch die überraschend guten und zum Teil nur auf Grund von Kalendereffekten herrührenden Zahlen aus Deutschland (1,0 v.H.) getragen. Bereinigt man den Gesamtwert um den deutschen BIP-Anteil, der etwa 30 v.H. der gesamten Eurozone ausmacht, ergibt sich für das Wachstum des realen BIP in den übrigen 11 Ländern nur noch ein Wert von 0,3 v.H. und damit der gleiche Anstieg wie im Vorquartal.

Auffällig ist dabei neben den leicht negativen Veränderungsraten in Finnland und den Niederlanden insbesondere der mit -0,5 v.H. recht deutliche Einbruch in Italien. Nach dem zweiten Quartal in Folge mit negativer Entwicklung sprechen viele Konjunkturbeobachter hier bereits von einer Rezession. Die

OECD hält hier für das Gesamtjahr sogar eine Abnahme des BIP für möglich; als Gründe für die negative Entwicklung führt sie insbesondere die schwachen Exporte aufgrund der abgenommenen Wettbewerbsfähigkeit der italienischen Industrie an.

Verschiedene Frühindikatoren lassen die Konjunkturoptionen auch für die kommenden Quartale nicht mit einer deutlichen Belebung der Konjunktur in den Ländern der EWU rechnen. Darin drücken sich auch Sorgen aufgrund des immer noch hohen Ölpreises aus. So fiel die Konjunkturerwartung des ZEW Finanzmarkttests für die Eurozone im Mai deutlich um 9,8 auf 14,8 Punkte und zeigt damit nur noch eine schwache Erholung an. Auch der Stimmungsindikator der Europäischen Kommission fiel zum dritten Mal in Folge und liegt nun unterhalb seines langjährigen Durchschnittswertes auf dem niedrigsten Wert seit September 2003. Jedoch sprechen auch Gründe dafür, dass die Konjunkturerholung im zweiten Halbjahr nicht komplett abbrechen wird. Eine im Jahresverlauf erwartete leichte Abwertung des Euros sowie die immer noch starke Welt-

konjunktur lassen eine Erhöhung der Exportleistung erwarten, und das weiterhin historische niedrige Zinsniveau sowie gestiegene Unternehmensgewinne sprechen für eine Belebung der Investitionstätigkeit.

Die Inflationsrate lag im April im Durchschnitt der Eurozone bei 2,1 v.H. und damit nur knapp über dem Zielwert der EZB von 2,0 v.H.; im Jahresschnitt sehen die Experten das genaue Erreichen des Zieles. Für 2006 erwarten sie eine geringere Preissteigerung, wobei jedoch zu beachten ist, dass der Wert aufgrund statistischer Anpassungen in den Niederlanden um etwa 0,2 v.H. gedrückt wird.

Aufgrund der schwachen Konjunktur und der bisher geringen Belebung der Arbeitsmärkte erwarten die Experten kurzfristig keine durch steigenden Inflationsdruck hervorgerufene Abkehr der EZB von ihrer expansiven Geldpolitik. Folglich haben verschiedene Banken ihre Erwartungen für eine erste Leitzinserhöhung durch die EZB nach hinten verschoben; diese wird nun nicht vor dem Jahresende erwartet.

*Steffen Osterloh
Marcus Kappler, kappler@zew.de*

	EWU		Italien		Spanien		Belgien		Österreich		Irland	
	2005	2006	2005	2006	2005	2006	2005	2006	2005	2006	2005	2006
BIP, real	1,4	2,0	1,2	1,8	3,0	2,8	1,8	-	2,2	2,3	5,7	5,5
Privater Verbrauch	1,3	1,7	1,0	2,0	3,3	3,1	1,4	-	2,0	2,2	4,5	4,8
Investitionen	2,3	3,3	1,8	2,9	5,9	5,3	3,8	-	1,8	2,7	5,4	4,0
Exporte	4,4	5,6	5,2	3,7	6,0	7,0	5,7	-	6,0	7,0	5,8	5,3
Importe	5,0	5,2	5,8	5,8	9,2	9,0	5,8	-	6,0	7,1	5,0	4,6
Verbraucherpreise	2,0	1,6	2,0	2,1	2,7	2,5	2,1	-	2,5	1,8	2,4	2,2
Arbeitslosenquote	9,0	8,7	8,4	8,4	10,2	9,8	8,2	8,0	5,6	5,5	4,4	4,3
Beschäftigung	0,7	1,0	0,0	0,4	2,7	2,5	0,3	1,0	0,9	1,1	1,4	1,3

	Niederlande		Frankreich		Finnland		Portugal		Griechenland		GB	
	2005	2006	2005	2006	2005	2006	2005	2006	2005	2006	2005	2006
BIP, real	1,0	2,25	1,9	2,0	3,2	3,4	1,5	2,0	3,2	-	2,7	2,7
Privater Verbrauch	-0,5	-2,75	2,2	2,0	3,0	2,8	2,2	2,1	3,1	-	1,9	1,9
Investitionen	2,25	5,75	2,4	2,6	3,3	3,9	2,3	3,0	3,9	-	5,9	4,3
Exporte	4,5	7,25	4,7	5,0	5,5	6,0	5,1	6,0	4,1	-	3,7	3,3
Importe	3,5	6,25	6,7	6,4	4,1	4,6	5,6	5,6	3,6	-	4,1	3,0
Verbraucherpreise	1,25	0,25	1,6	1,6	1,3	1,6	2,3	2,0	3,8	-	1,9	2,0
Arbeitslosenquote	6,3	6,1	10,0	9,6	8,5	8,3	7,2	6,9	10,8	10,5	4,9	5,2
Beschäftigung	-0,6	1,2	0,3	0,7	0,6	0,5	0,4	1,1	1,2	1,4	0,4	0,2

Quellen: Alle: Arbeitslosenquote und Beschäftigung: OECD, Paris. EWU: Gemeinschaftsdiagnose Frühjahr 2005. Österreich: Wifo, Wien. Spanien: BBVA, Bilbao. Belgien: IRES, Louvain-la-Neuve. Niederlande: CPB, Den Haag. Finnland: Nordea, Stockholm. Frankreich: COE, Paris. Irland: ESRI, Dublin. Italien: Banca Intesa, Mailand. Portugal: Banco Espírito Santo, Lissabon. Griechenland: National Bank of Greece, Athen. GB: NIESR, London.
Stand: 24. Mai 05

ZEW-FINANZMARKTTEST

Ergebnisse der Maiumfrage 2005

Der ZEW-Finanzmarkttest ist eine seit Dezember 1991 durchgeführte Umfrage, in der monatlich die vorherrschenden Erwartungen über die Entwicklung an den internationalen Finanzmärkten erhoben werden. Insgesamt beteiligen sich rund 350 Analysten an dieser Umfrage, darunter etwa 270 aus Banken und Kapitalanlagegesellschaften, 50 aus Versicherungen und 30 aus Industrieunternehmen. Angesprochen werden die Finanzexperten der Finanz- und Researchabteilungen sowie der volkswirtschaftlichen Abteilungen und der Anlage- und Wertpapierabteilungen.

Sie werden nach ihren mittelfristigen Erwartungen hinsichtlich der Entwicklung der Konjunktur, der Inflationsrate, der kurz- und langfristigen Zinsen, der Aktien- und der Wechselkurse sowie der Branchen befragt. Auf der folgenden Seite werden die wichtigsten Ergebnisse der aktuellen Umfrage vom 2.05. bis 23.05.2005 dargestellt. Weitere Informationen zum ZEW-Finanzmarkttest sind in Form einer Kurzinformation und des aktuellen ZEW-Finanzmarktreports für März 2005 erhältlich.

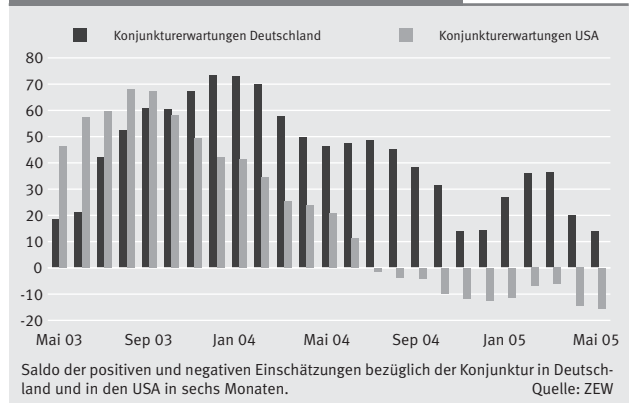
Volker Kleff, kleff@zew.de; Sandra Schmidt, s.schmidt@zew.de

Euroraum: Konjunktursorgen belasten

Obwohl der Dax im Umfragezeitraum von 4.200 auf 4.400 Punkte gestiegen ist, ändern sich die Aktienmarkteinschätzungen der Experten kaum. Möglich wäre es etwa gewesen, dass sie ihre Einschätzungen wegen des höheren Kursniveaus zurücknehmen. Stattdessen bleiben sie jedoch hinsichtlich der weiteren Aktienmarktentwicklung moderat optimistisch. Im Vergleich zu den Monaten Februar und März hat sich der Optimismus der befragten Finanzmarktexperten allerdings eingetrübt.

Einen größeren Optimismus verhindert diesen Monat die Sorge, dass sich die weltwirtschaftliche Dynamik verlangsamt. So ist die US-Wirtschaft im ersten Quartal auf das Jahr hochgerechnet lediglich um 3,1 Prozent gewachsen. Dies war das geringste Wachstum in einem ersten Quartal in den vergangenen beiden Jahren. In Zukunft rechnen die Experten eher mit einer weiteren Verlangsamung des US-Wachstums. Ein Viertel von ihnen erwartet auf Sicht der nächsten sechs Monate eine Verschlechterung, lediglich 10 Prozent eine Verbesserung der US-Konjunktur. Von der Verschlechterung der Weltwirtschaft wäre die Wirtschaft im Euroraum stark betroffen, da sie bisher kaum Anzeichen für einen selbsttragenden Aufschwung zeigt. Entsprechend erwarten diesen Monat nur noch 22 statt 30 Prozent der Experten, dass sich die Konjunktur im Euroraum mittelfristig verbessern wird, obwohl der Euroraum auf Basis eines Wach-

Entwicklung der Konjunkturerwartungen



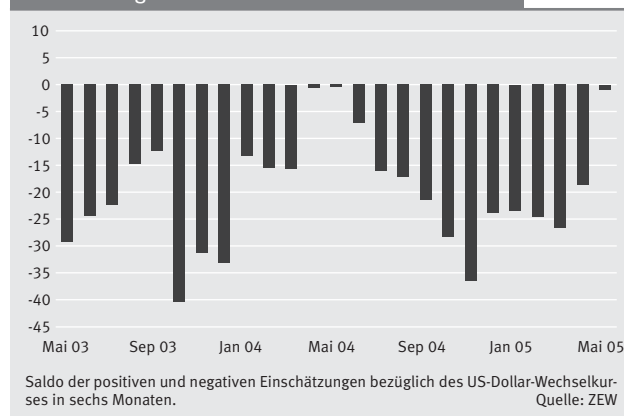
tums von 0,5 Prozent im ersten Quartal noch einigen Nachholbedarf hätte.

Positiv zu Buche schlagen diesen Monat der rückläufige Rohölpreis und der schwächere Wechselkurs des Euros. Der geringere Rohölpreis verbilligt die inländischen Ölimporte und senkt die Energiepreise. Der schwächere Euro hingegen stärkt die Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Exporte. Gerade die deutschen Autobauer hatten wegen des starken Euros in den vergangenen Monaten erhebliche Probleme, ihre Produkte auf dem US-Markt abzusetzen. VW musste beispielsweise binnen Jahresfrist in den USA einen Absatzrückgang von fast 30 Prozent hinnehmen und selbst Porsche blieb vor einem Rückgang der Absatzzahlen nicht gefeit. Andererseits hat der geringere Eurokurs jedoch nicht ausschließlich positive Auswirkungen. Zu beachten ist, dass der Rückgang des Eurokurses zwar für die Exporteure eine Erleichterung bedeutet, zugleich jedoch die Importe verteuert. Da das Rohöl in US-Dollar bezahlt werden muss, macht der schwächere Euro daher einen Teil des Preisrückgangs des Rohöls wieder zunichte.

Auf dem gegenwärtigen Niveau scheint der Euro-Wechselkurs seinen Gleichgewichtskurs aus Sicht der Experten erreicht zu haben. Das Lager derjenigen, die einen steigenden, einen gleichbleibenden oder fallenden US-Dollarkurs zum Euro erwarten, umfasst jeweils rund ein Drittel aller Experten.

Volker Kleff

Entwicklung des US-Dollar zum Euro



Prognosevergleich der ZEW-Konjunkturerwartungen und der ifo-Geschäftserwartungen: Eine Aktualisierung

In der vorliegenden Arbeit soll untersucht werden, ob Frühindikatoren ihrem Anspruch, die zukünftige wirtschaftliche Entwicklung zu signalisieren, gerecht werden. Eine ökonometrische Analyse zeigt, dass Prognosen auf Basis der ZEW-Konjunkturerwartungen oder der ifo-Geschäftserwartungen besser sind als Prognosen, die nicht indikatorbasiert sind.

Die ifo-Geschäftserwartungen und die ZEW-Konjunkturerwartungen sind zwei qualitative Frühindikatoren, die zwar in ihrem Design ähnlich sind, sich jedoch in einem Punkt wesentlich unterscheiden.

Gemeinsam ist den beiden Indikatoren, dass sie über eine monatlich stattfindende Umfrage ermittelt werden, in der die Teilnehmer nach ihrer qualitativen Einschätzung relevanter Größen sowohl zum Befragungszeitpunkt (Lagekomponente) als auch innerhalb der nächsten sechs Monate (Erwartungskomponente) befragt werden.

Der wesentliche Unterschied besteht im Teilnehmerkreis der Umfrage. Während das ifo-Institut über 7000 Unternehmen nach der Einschätzung der Geschäftslage und den -erwartungen ihres Unternehmens und ihrer Branche befragt, geben im ZEW-Finanzmarkttest rund 350 Finanzmarktexperten ihre Einschätzung zur aktuellen Situation und zur Entwicklung wichtiger makroökonomischer Größen wider.

Für die vorliegende Arbeit werden die Erwartungskomponenten, also die ifo-Geschäftserwartungen und die ZEW-Konjunkturerwartungen, verwendet und ihr Prognosegehalt hinsichtlich der jährlichen Wachstumsrate der Industrieproduktion überprüft.

Diese Untersuchung aktualisiert eine Studie von Hüfner und Schröder (2002)¹,

¹ Vgl. hierzu Felix P. Hüfner und Michael Schröder: „Prognosegehalt von ifo-Geschäftserwartungen und ZEW-Konjunkturerwartungen: Ein ökonometrischer Vergleich“, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* Vol. 222/3, 2002, S. 316-336.

die zeigt, dass der ZEW-Konjunkturindikator für den untersuchten Zeitraum von Januar 1994 bis September 2000 auf Sicht von drei bis zwölf Monaten zu besseren Prognosen führt als die ifo-Geschäftserwartungen oder eine naive Prognose. Hüfner und Schröder zufolge sind die ifo-Geschäftserwartungen hingegen dann als Prognoseinstrument zu bevorzugen, wenn der Prognosehorizont nur einen Monat beträgt.

Die vorliegende Arbeit ist wie folgt gegliedert. Zuerst wird überprüft, ob die betrachteten Zeitreihen (nicht-)stationär

worfen werden kann, geht die Analyse direkt zu den Granger-Kausalitätstests über. Deren Ziel ist es zu überprüfen, ob verzögerte Werte der Frühindikatoren einen positiven Beitrag zur Prognose der Industrieproduktion leisten und möglicherweise auch eine gegenseitige Vorlaufeigenschaft besitzen. Dazu ist es zunächst nötig herauszufinden, in welchem Maße die betrachtete Variable sich durch eigene verzögerte Werte erklären lässt. Dies wird im Folgenden an Hand der so genannten Basisgleichung bestimmt. Diese Basisgleichung hat die Form

$$Y_t = \alpha + \sum_i \beta_i Y_{t-i} + \epsilon_t,$$

d.h. die betrachtete Variable Y wird auf eine Konstante, eigene verzögerte Werte sowie einen Störterm ϵ regressiert.

Tabelle 1: Eigenschaften der Basisgleichung

	ifo-Geschäftserwartungen	ZEW-Konjunkturerwartungen	Industrieproduktion (monatliche Veränderungsrate)
Optimale Lags i^*	1, 4 und 12	1, 2 und 12	1, 2 und 12
Koeffizienten $\hat{\beta}_i$	1,06 -0,17 -0,05	1,46 -0,55 -0,04	-0,44 -0,20 -0,03
t-Werte	23,39 -3,80 -1,72	23,96 -8,49 -2,04	-5,64 -2,49 -0,41
DW-Statistik	1,90	1,99	2,03
Adj. R ²	0,92	0,94	0,15

Schätzzeitraum: 01/1992 bis 09/2004

sind. Danach wird an Hand von Granger-Kausalitätstests veranschaulicht, welchen Beitrag die Frühindikatoren zur Prognose der Wachstumsrate der Industrieproduktion leisten. Der letzte Teil der Untersuchung widmet sich der Out-of-Sample-Prognosegüte der Indikatoren.

Test auf Nicht-Stationarität und Granger-Kausalitätstests

Da die Nullhypothese der Nicht-Stationarität für die relevanten Zeitreihen ver-

Entsprechend dem Akaike Informationskriterium wird die optimale Lagstruktur dieser Gleichung bestimmt (vgl. Tabelle 1).

Danach wird überprüft, ob das Hinzunehmen einer erklärenden Variablen X den Erklärungsgehalt der Regression erhöht. Die geschätzte Gleichung lautet demnach

$$Y_t = \alpha + \sum_i \beta_i Y_{t-i} + \gamma_j X_{t-j} + \epsilon_t. \quad (1)$$

Tabelle 2: Ergebnisse der Granger-Kausalitätstests

Lag j (t-Wert)	ifo = $X_{t-j} \rightarrow$ ZEW = Y_t	ZEW = $X_{t-j} \rightarrow$ ifo = Y_t
1		0,024 (2,41)***
5	-0,239 (-2,13)**	

Schätzzeitraum: 01/1992 bis 09/2004,
Signifikanzniveau: 1v.H. = ****, 2,5v.H. = ***, 5v.H. = **, 10v.H. = *

Tabelle 3: Ergebnisse der Granger-Kausalitätstests

Lags j	ifo = $X_{t-j} \rightarrow$ IP = Y_t	(t-Wert)	ZEW = $X_{t-j} \rightarrow$ IP = Y_t	(t-Wert)
1	0,00047	(4,03)****	0,00013	(5,29)****
2	0,00035	(2,55)***	0,00011	(4,38)****
3	0,00025	(1,92)*	0,00009	(3,36)****
4	0,00021	(1,77)*	0,00007	(2,46)***
5			0,00006	(1,85)*

Schätzzeitraum: 01/1992 bis 09/2004
Signifikanzniveau: 1v.H. = ****, 2,5v.H. = ***, 5v.H. = **, 10v.H. = *

Tabelle 2 vergleicht die gegenseitigen Vorlaufeigenschaften der beiden Frühindikatoren. Wird der ZEW-Indikator („ZEW“) erklärt, zeigt sich, dass der Koeffizient des fünften Lags des Ifo-Indikators zwar signifikant ist, aber in diesem Fall nur als Negativindikator betrachtet werden kann. Soll hingegen der Ifo-Indikator („ifo“) erklärt werden, findet man eine signifikante, einmonatige Vorlaufeigenschaft des ZEW-Indikators. Dieses Ergebnis wurde auch in Hüfner/Schröder (2002) für den Schätzzeitraum bis September 2000 gefunden.

Tabelle 3 zeigt die Ergebnisse der Granger-Kausalitätstests, wenn die zu erklärende Variable die monatliche Wachstumsrate der Industrieproduktion („IP“) ist.

Wenn sie einzeln in Gleichung (1) aufgenommen werden, liefern jeweils die Lags eins bis vier der Ifo-Geschäftserwartungen einen signifikanten Beitrag zur Erklärung der Industrieproduktion, bei den ZEW-Konjunkturerwartungen kann sogar ein fünfmonatiger Vorlauf festgestellt werden.

Die Out-of-Sample Prognosegüte

Nachdem in den letzten Abschnitten die Prognosegüte innerhalb des Samples überprüft wurde, werden nun Prognosemodelle erstellt, mit deren Hilfe außerhalb des Samples Prognosen für die Wachstumsrate der Industrieproduktion erstellt werden. Abschließend wird die Qualität der Prognosen, die auf dem Ifo- und dem ZEW-Indikator basieren, mit der einer naiven Prognose verglichen. Mit der „naiven

Prognose“ ist ein Verfahren gemeint, das lediglich die eigenen verzögerten Werte der Industrieproduktion für die Vorhersage benutzt. Sie dient als Benchmark für die Bewertung der Prognosegüte.

Die Wahl der Prognosemodelle

Wie in Hüfner und Schröder (2002) wird ein Modell auf der Basis von vektorautoregressiven Modellen erstellt. Diese besitzen die folgende Struktur:

$$\begin{aligned} \Delta IP_t &= \alpha_1 + \sum_j \beta_{1j} \Delta IP_{t-j} + \sum_j \delta_{1j} X_{t-j} \\ X_t &= \alpha_2 + \sum_j \beta_{2j} \Delta IP_{t-j} + \sum_j \delta_{2j} X_{t-j} \end{aligned} \quad (2)$$

Für die hier betrachtete Fragestellung ist insbesondere die erste der beiden Gleichungen relevant. Die monatliche Veränderungsrate der Industrieproduktion wird auf eigene verzögerte Werte sowie auf verzögerte Werte der Variablen X regressiert, wobei für X entweder die Ifo-Geschäftserwartungen oder die ZEW-Konjunkturerwartungen gewählt werden. Entsprechend dem Akaike Informationskriterium wird für das auf dem Ifo-Indikator basierende Modell eine optimale Laglänge von 3 gefunden, für das Modell mit dem ZEW-Indikator beträgt sie 2. Die beste Spezifikation für die naive Prognose erhält man, indem man zwei verzögerte eigene Variablen für die monatliche Wachstumsrate der Industrieproduktion berücksichtigt, also für einen AR(2)-Prozess benutzt.

Im Modell (2) werden Prognosen für die Monatswachstumsraten erstellt. Diese stellen die Basis für die eigentlich interessierende Größe, die Jahreswachstumsraten dar. Eine n -Schritt-Prognose der jährlichen Wachstumsraten erhält man, indem man das Produkt der prognostizierten, monatlichen Wachstumsraten zwischen den Zeitpunkten t und $t+n$ mit dem Index der Industrieproduktion zum Zeitpunkt t multipliziert. Anschließend wird die Wachstumsrate der so prognostizierten Industrieproduktion relativ zum Monatswert des Vorjahres der tatsächlichen Industrieproduktion berechnet. Damit erhält man die prognostizierte jährliche Wachstumsrate zum Zeitpunkt $t+n$.

Zur Messung der Prognosegüte wird zunächst die Quadratwurzel des mittleren quadrierten Prognosefehlers (RMSE = Root Mean Squared Error) für jedes einzelne Prognosemodell sowie die naive Prognose ausgewiesen. Daneben wird die als „Theil's U“ bezeichnete Größe ermittelt. Hierzu wird der Prognosefehler des Modells, das einen Frühindikator einschließt, in Relation zu dem der naiven Prognose gesetzt². Eine Prognose ist dann besser als die naive Prognose, wenn Theil's U einen Wert kleiner eins aufweist. Ist Theil's U dagegen größer als eins, dann ist die naive Prognose die bessere Alternative.

Die Tabellen 4 bis 6 zeigen die Ergebnisse dieser Berechnungen. Hier fällt zunächst positiv auf, dass alle Theil's U-Werte kleiner als eins sind, d.h. die Verwendung der Indikatoren liefert zusätzliche Informationen im Vergleich zur naiven Prognose. Die Prognosequalität des ZEW-Indikators im Vergleich zum naiven Modell wird bis zum Prognosehorizont von sechs Monaten sogar immer exakter, d.h. der RMSE des ZEW-Modells wird kleiner relativ zum naiven Modell. Danach tritt wieder eine leichte Verschlechterung ein. Beim Ifo-Modell ist ein ähnliches Muster erkennbar.

Vergleicht man das Theil's U der beiden Indikatoren, schneidet der Ifo-Indikator für die Ein- bis Drei-Monats-Prognosehorizonte besser ab als der ZEW-Indikator. Letzterer ist hingegen für die Sechs- bis Zwölf-Monats-Vorhersagen besser geeignet. Insgesamt erzielt das

² Theil's U = RMSE (Prognosemodell mit Indikator) / RMSE (naive Prognose).

Tabelle 4: Theil's U im Gesamtzeitraum: Januar 1997 bis September 2004

Anzahl der Prognoseschritte →	1	2	3	6	9	12
RMSE naive Prognose	0.012	0.014	0.015	0.022	0.028	0.035
RMSE Prognose ZEW	0.011	0.013	0.013	0.018	0.023	0.029
Theil's U (ZEW)	0.914	0.891	0.878	0.826	0.827	0.832
RMSE Prognose ifo	0.011	0.012	0.013	0.018	0.025	0.033
Theil's U (ifo)	0.911	0.877	0.877	0.847	0.892	0.944

Tabelle 5: RMSE und Theil's U im ersten Zeitabschnitt von Januar 1997 bis Juni 2000

Anzahl der Prognoseschritte →	1	2	3	6	9	12
RMSE naive Prognose	0.013	0.015	0.016	0.023	0.031	0.040
RMSE Prognose ZEW	0.012	0.014	0.014	0.022	0.028	0.035
Theil's U (ZEW)	0.917	0.901	0.907	0.943	0.916	0.883
RMSE Prognose ifo	0.012	0.013	0.014	0.021	0.029	0.039
Theil's U (ifo)	0.924	0.874	0.897	0.901	0.935	0.991

Tabelle 6: RMSE und Theil's U im zweiten Zeitabschnitt von Juli 2000 bis Sept. 2004

Anzahl der Prognoseschritte →	1	2	3	6	9	12
RMSE naive Prognose	0.011	0.013	0.014	0.020	0.026	0.030
RMSE Prognose ZEW	0.010	0.011	0.012	0.013	0.018	0.022
Theil's U (ZEW)	0.912	0.878	0.845	0.659	0.704	0.752
RMSE Prognose ifo	0.010	0.011	0.012	0.016	0.022	0.026
Theil's U (ifo)	0.894	0.881	0.854	0.777	0.837	0.870

ZEW-Modell bei einer Sechs-Schritt-Prognose mit einem Theil's U von 0.826 die beste Prognose aller untersuchten Modelle und Prognosehorizonte.

Um zu überprüfen, ob die Ergebnisse zeitlich robust sind, wird der zuvor betrachtete Zeitraum in zwei Teilabschnitte unterteilt. Tabelle 5 stellt die Ergebnisse für die erste Hälfte des Zeitraums dar.

Wie in Tabelle 4 leisten die indikatorbasierten Prognosemodelle einen positiven Beitrag zur Prognosegüte relativ zur naiven Benchmark-Prognose. Allerdings fallen die Werte für Theil's U insgesamt etwas schlechter aus als im Gesamtzeitraum. Interessanterweise ist hier die Prognose der ZEW-Konjunkturerwartungen für die Ein-Schritt-Prognose besser als die der ifo-Geschäftserwartungen. Letz-

tere besitzen neben den Zwei- und Drei-Schritt-Prognosen nun auch für die Sechs-Monats Prognosen ein geringeres Theil's U als der ZEW-Indikator. Das Resultat, dass der ZEW-Indikator für den Neun- und Zwölf-Monats-Prognosehorizont zutreffender ist, bleibt jedoch auch für diesen Zeitraum gültig.

Der zweite Zeitabschnitt erstreckt sich von Juli 2000 bis September 2004. Tabelle 6 gibt einen Überblick über die Ergebnisse.

Dieser Zeitraum kann im Vergleich zu den beiden anderen die besten Prognoseergebnisse vorweisen. Insbesondere die Sechs-Schritt-Prognose der ZEW-Konjunkturerwartungen mit einem Theil's U von 0.659 übertrifft alle anderen Prognosen. Beim Vergleich der Prognosequalität

der beiden Erwartungsmodelle schneidet wiederum das ifo-Erwartungsmodell in der sehr kurzfristigen Sicht von einem Monat besser ab, das ZEW-Prognosemodell hingegen für die Prognosehorizonte von zwei bis zwölf Monaten. Erfreulich ist, dass die zwei Konjunkturindikatoren in beiden Teilzeiträumen eine hohe Prognosegüte aufweisen. Insbesondere in der zweiten Teilperiode des Stützbereichs sind die Prognosen von großer Treffsicherheit.

Fazit

Die vorliegende Untersuchung legt die Schlussfolgerung nahe, dass Frühindikatoren tatsächlich einen wesentlichen Beitrag zur Vorhersage der zukünftigen wirtschaftlichen Entwicklung leisten. Dabei eignen sich die ZEW-Konjunkturerwartungen eher für mittelfristige Prognosen, wohingegen die ifo-Geschäftserwartungen für kurze Prognosehorizonte eine größere Treffsicherheit zeigen.

Die höchste Prognosequalität wird von den ZEW-Konjunkturerwartungen bei einem Sechs-Monats-Prognosehorizont erzielt, was genau dem Zeitraum entspricht, der der Befragung der Finanzmarktexperten zu Grunde liegt. Des Weiteren zeigt die Analyse der einzelnen Zeitabschnitte, dass die Treffsicherheit der Prognosen im Laufe der Zeit zugenommen hat. Hinsichtlich der Frage, ob die Indikatoren sich gegenseitig beeinflussen, lässt sich zeigen, dass die ZEW-Konjunkturerwartungen im Sinne der Granger-Kausalität einen einmonatigen Vorlauf zum Ifo-Indikator besitzen. Eine mögliche Erklärung für die unterschiedlichen Vorlaufeigenschaften der Indikatoren besteht darin, dass die Finanzmarktexperten ihren Fokus auf andere Informationen richten als die Unternehmen, die durch das ifo-Institut befragt werden.

Abschließend lässt sich daher sagen, dass beide Indikatoren ihre Daseinsberechtigung besitzen und sich gegenseitig ergänzen – und zwar sowohl in ihrem Prognosehorizont als auch dadurch, dass sie die Erwartungen zur Konjunkturentwicklung unterschiedlicher Teilnehmerkreise wiedergeben.

Sandra Schmidt, s.schmidt@zew.de
Dr. Michael Schröder, schroeder@zew.de

Wie genau sind Konjunkturprognosen?

Konjunkturprognosen werden regelmäßig von Instituten, Banken und Versicherungen veröffentlicht, wie beispielsweise vor kurzem im Rahmen des Frühjahrgutachtens der Wirtschaftsforschungsinstitute. Vor allem die sogenannten Punktprognosen zu wichtigen gesamtwirtschaftlichen Kennzahlen erhalten dabei besondere Aufmerksamkeit. Die statistische Unschärfe, die mit diesen Prognosen verbunden ist, wird allerdings kaum kommuniziert.

Dass Konjunkturprognosen mit Unsicherheit behaftet sind, liegt in der Natur der Sache. Erstaunlich ist allerdings, dass die Prognostiker in der Regel keine expliziten Schwankungsbreiten ihrer Einschätzungen angeben, obwohl dafür eigentlich Methoden der Statistik zur Verfügung stehen. Welche Argumente für und gegen eine Angabe von Prognoseintervallen sprechen, wie diese näherungsweise berechnet werden können und wie solche Ergebnisse für die Beurteilung von laufenden Prognosen und Prognoserevisionen verwendet werden können, wird im Folgenden näher betrachtet.

Verschiedene Methoden der Konjunkturprognose

Den Prognostikern stehen zur Erfüllung ihrer Aufgabe eine Vielzahl unterschiedlicher Verfahren zur Verfügung, die sich generell in drei Kategorien einordnen lassen: Indikatorengestützte Ansätze, makroökonomische Strukturmodelle und iterativ-analytische Verfahren. Beim Indikatorenansatz werden Vorlauf-eigenschaften von Konjunkturindikatoren (z.B. Konjunkturumfragen) zur Prognoseerstellung genutzt (vgl. hierzu auch den Beitrag auf Seite 5 bis 7), während bei den makroökonomischen Strukturmodellen wechselseitige Abhängigkeiten zwischen den Wirtschaftssektoren über umfangreiche Gleichungssysteme abgebildet und für Prognosen herangezogen werden. Das iterativ-analytische Verfahren ist für Prognosezeiträume von ein bis zwei Jahren besonders geeignet und wird beispielsweise vom Sachverständigenrat zur Begutachtung

der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung und den Wirtschaftsforschungsinstituten eingesetzt. Dieses Verfahren basiert auf dem System der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung. In einem mehrstufigen Prozess werden dabei Prognosen, die über verschiedene Methoden und Herangehensweisen ermittelt werden, solange abgeglichen, bis eine in sich konsistente Vorhersage vorliegt. Vorteil dieses Verfahrens sind seine Flexibilität sowie die Möglichkeit, neben quantitativen auch qualitative Annahmen zu berücksichtigen. Die Entstehung einer Prognose auf Basis des iterativ-analytischen Verfahrens ist für Außenstehende jedoch nicht mehr nachvollziehbar.

Allen Verfahren ist gemein, dass sie nur zuverlässige Prognosen liefern können, solange die unterstellten ökonomischen Zusammenhänge stabil sind. Da die Prognosen gewöhnlich unter bestimmten Annahmen entstehen (z.B. Annahmen über den Ölpreis oder die Geldpolitik der EZB) spricht man auch von bedingten Prognosen. Wirtschaftliche Rahmenbedingungen ändern sich jedoch regelmäßig und sind nur bedingt vorhersehbar. Exogene Schocks, wie beispielsweise Naturkatastrophen, sind in der Regel gar nicht erfassbar. Zudem sorgen regelmäßige Revisionen der amtlichen Statistik für rückwirkende Änderungen der Historie von volkswirtschaftlichen Daten, so dass die Ausgangslage der Prognose nicht mehr gültig ist. Prognosen unterliegen also Fehlerrisiken, die auch mit zunehmender Verbesserung der Verfahren nicht auszuschließen sind und gegenüber denen der Prognostiker machtlos ist. Eine Angabe von Schwankungsbereichen, in denen z.B. eine prognostizierte BIP-Entwicklung anzusiedeln ist, würde der Unsicherheit der Prognose angemessenen Rechnung tragen.

Die Unsicherheit über eine Prognose wird üblicherweise über den mittleren quadratischen Prognosefehler (Mean Squared Error, MSE) ausgedrückt:

$$MSE(Y_{t+1}^P) = E(Y_{t+1} - Y_{t+1}^P)^2 \quad (1)$$

Y_{t+1}^P ist die zum Zeitpunkt t erstellte Prognose für die Variable Y_{t+1} und $E(\dots)$ bezeichnet den Erwartungswert. Der MSE

ist die zentrale Größe für die Berechnung von Prognoseintervallen. In der Praxis ist es allerdings meist schwierig, eine exakte Lösung für (1) zu finden. Das häufig eingesetzte iterativ-analytische Verfahren schließt im Prinzip die Herleitung eines theoretischen MSE aus. Wenn analytische Formeln für (1) fehlen, können jedoch empirische MSE berechnet werden, die auf der Beobachtung der Prognosefehler basieren. Für eine unverzerrte Prognose gilt, dass $E(Y_{t+1} - Y_{t+1}^P) = 0$ und $E(Y_{t+1} - Y_{t+1}^P)^2 = \text{var}(Y_{t+1} - Y_{t+1}^P)$ ist, wobei $\text{var}(\dots)$ die Varianz bezeichnet. Wenn die Prognosefehler normalverteilt sind, kann ein Prognoseintervall für eine Vertrauenswahrscheinlichkeit von $100 \cdot (1 - \alpha)$ v.H. wie folgt berechnet werden:

$$Y_{t+1}^P \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\text{var}(Y_{t+1} - Y_{t+1}^P)} \quad (2)$$

α ist die vorgegebene Irrtumswahrscheinlichkeit und $z_{\alpha/2}$ das entsprechende Quantil der Standardnormalverteilung. Man beachte die Ähnlichkeit von (2) zu der Berechnung von Konfidenzintervallen bei der Schätzung unbekannter, aber fester Parameter, wie beispielsweise in einer Regressionsanalyse. Im Gegensatz dazu ist ein Prognoseintervall eine Schätzung der Bandbreite eines unbekannt zukünftigen Wertes, der als Zufallsvariable zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung betrachtet werden kann. Durch (2) werden die unteren und oberen Werte dieses Intervalls vorgegeben.

BIP-Prognosen und Intervalle

Die Berechnung von Prognoseintervallen wird im Folgenden exemplarisch für die prognostizierten realen BIP-Veränderungsraten des DIW, des ifo, des IfW und des RWI für die Jahre 1980 bis 2004 durchgeführt. Betrachtet wird die Medianprognose dieser Institute mit einem Prognosehorizont von 12 Monaten, die der ersten Veröffentlichung des Statistischen Bundesamtes als realisiertem Wert gegenübergestellt wird. Da bis etwa 1991 das Augenmerk auf dem Brutto-sozialprodukt (BSP) lag, wird bis einschließlich 1991 die Veränderungsrate des BSP und ab 1992 die Veränderungsrate des BIP verwendet. Von 1980 bis 1994 beziehen sich die Daten auf das

frühere Bundesgebiet, ab 1995 wird Gesamtdeutschland betrachtet.

Vor der Berechnung der Prognoseintervalle werden die Prognosefehler ($\epsilon_t^{BIP,12}$) auf Unverzerrtheit und Normalverteilung getestet. Ruoss und Savioz (2002) folgend werden die Prognosefehler auf eine Konstante regressiert. Wenn die Konstante signifikant von null verschieden ist, wird die Hypothese der Unverzerrtheit der Prognose verworfen. Die Auswertung liefert folgendes Regressionsergebnis (Standardabweichung in Klammern):

$$\epsilon_t^{BIP,12} = -0,046 (0,210)$$

Die Konstante in dieser Regression ist mit einem t-Wert von $-0,22$ nicht signifikant. Das Resultat zeigt daher, dass die Prognosefehler als unverzerrt betrachtet werden können und somit eine wichtige Eigenschaft optimaler Prognosen erfüllt ist. Ein Jarque-Bera-Test lehnt mit einer Teststatistik von $2,54$ und einer entsprechenden Irrtumswahrscheinlichkeit von 28% die Nullhypothese der Normalverteilung der Prognosefehler nicht ab. Grafik 1 stellt die Medianprognose auf Sicht von 12 Monaten, die dazugehörigen Prognoseintervalle für eine Vertrauenswahrscheinlichkeit von 50% sowie die tatsächlichen Werte dar.

Die Angabe von 50% -Intervallen ist aus praktischer Sicht gegenüber den üblichen Intervallen von 95% zweckmäßiger (vgl. Granger, 1996): Prognoseintervalle auf dem 95% -Niveau haben üblicherweise eine relativ große Spannweite und sind deshalb kaum noch zu vermitteln. Das 95% -Intervall für die BIP-Prognose im Jahr 2004 würde beispielsweise eine Spanne von $0,2\%$ bis $3,4\%$ aufzeigen. Darüber hinaus sind 50% -Intervalle robuster gegenüber der Verteilungsannahme der Prognosefehler und Ausreißern. Die Plausibilität des Intervalls kann zudem leicht anhand der historischen Fehler beurteilt werden. Wie aus Grafik 1 hervorgeht, wird ungefähr die Hälfte der tatsächlichen Werte von dem Prognoseintervall abgedeckt. Das abgebildete Prognoseintervall weist für das Jahr 2004 eine Spanne von $1,3\%$ bis $2,4\%$ auf.

Signifikanz von Prognoserevisionen

Volkswirtschaftliche Prognosen werden regelmäßig revidiert, sobald neue Informationen über die aktuelle Konjunktursituation und den weiteren Ausblick vorliegen. Ob solche Revisionen im Bereich der üblichen Prognoseunsicherheit anzusiedeln sind, kann anhand einer Gegenüberstellung des alten Prognoseintervalls und der neuen Punktprognose nach Revision beurteilt werden. Grafik 2 verdeutlicht dies, indem neben dem 50% -Prognoseintervall der BIP-Veränderung auf Sicht von 18 Monaten aus der Vorperiode die neue Prognose auf Sicht von 12 Monaten abgetragen wird. Letztere entspricht der Prognose, die revidiert wurde. Eine Prognoserevision ist mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 50% als nicht signifikant einzuordnen, wenn das Prognoseintervall die neue Prognose umschließt. Aus der Grafik 2 geht hervor, dass dies für ca. 30% der vergangenen Revisionen zutrifft. Insbesondere geringfügige Prognoserevisionen signalisieren also meist keine wesentlichen neuen Einschätzungen hinsichtlich der zukünftigen Konjunkturentwicklung.

Fazit

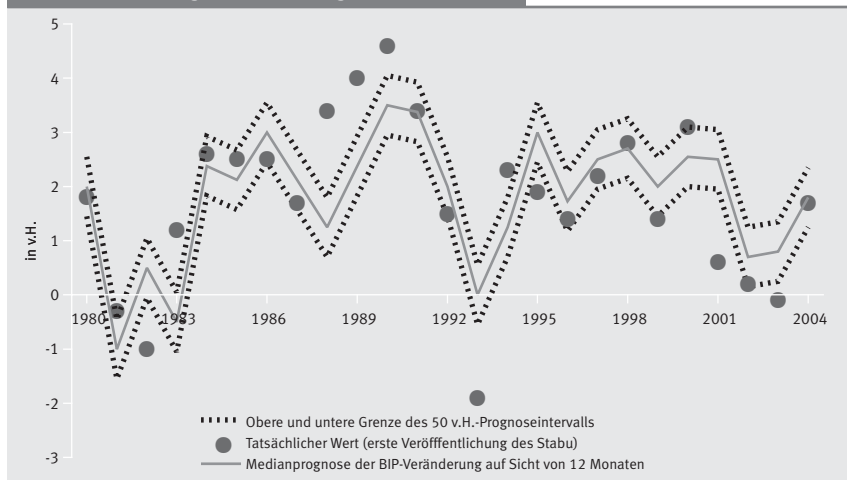
Unsicherheit wird zumindest in den ausführlicheren Gutachten über qualitative Informationen zu den Prognosenannahmen zum Ausdruck gebracht. Das weitverbreitete iterativ-analytische Prognoseverfahren erschwert zudem die Kalkulation exakter Prognoseintervalle. Einen Ausweg könnten hier empirische Prognoseintervalle liefern. Ein Problem stellt auch die Wahl der Vertrauenswahrscheinlichkeit dar, da diese maßgeblich für die Spannweite der Intervalle ist. Beachtet man diese Einschränkungen, könnte eine Konjunkturprognose unter Angabe von Schwankungsbereichen eventuell noch schwieriger zu kommunizieren sein.

Marcus Kappler, kappler@zew.de

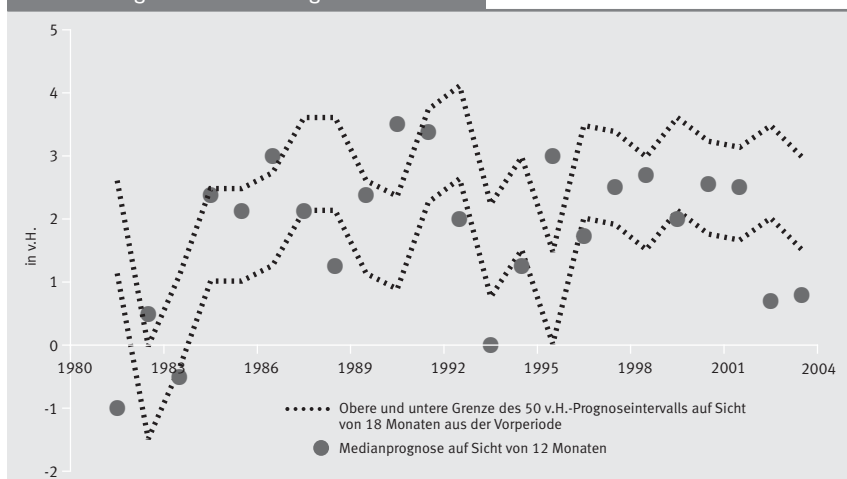
Literatur:

- Granger, C.W.J. (1996): Can We Improve the Perceived Quality of Economic Forecasts? *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 11, 455-473
- Ruoss, E. und M. Savioz (2002): Wie gut sind BIP-Prognosen? Eine Untersuchung für die Schweiz, Schweizerische Nationalbank, Quartalsheft 3

Grafik 1: BIP-Prognose und Prognosereintervalle



Grafik 2: Signifikanz von Prognoserevisionen



Arbeitsmarktdynamik und ex-post Mismatch in Baden-Württemberg

Das „Musterlände“ Baden-Württemberg hebt sich auch aufgrund seines Arbeitsmarktes in bemerkenswerter Weise von anderen Bundesländern ab. In diesem Beitrag werden Höhe und Konjunkturabhängigkeit der Arbeitsplatzfluktuation und Determinanten des ex-post Mismatches in Baden-Württemberg untersucht. Die Arbeitsplatzfluktuation fällt im internationalen Vergleich eher gering aus. Der ex-post Mismatch äußert sich eher in Kündigungen der Arbeitnehmer als in Kündigungen seitens des Betriebes und ist positiv mit guten Umsatzerwartungen korreliert.

Die Fluktuation von Arbeitsplätzen zwischen Betrieben ist ein wichtiger Indikator des Strukturwandels und Bestimmungsgröße der Arbeitnehmerfluktuation. Sie kann durch Beschäftigungsveränderungen auf Betriebsebene erfasst werden. Anzahl, Art und Ort der verfügbaren Arbeitsplätze ändern sich und erfordern eine entsprechende Mobilität von Arbeitnehmern. Der Arbeitsmarkt in angloamerikanischen Ländern zeichnet sich durch eine erhebliche Dynamik aus (Davis et al., 1996). Aber auch der deutsche Arbeitsmarkt ist trotz einer Vielzahl von institutionellen Regelungen durch ein hohes Maß an Fluktuation von Arbeitnehmern und Arbeitsplätzen gekennzeichnet (Franz, 2003). Anhand des IAB-Betriebspanels Baden-Württemberg (2000-2002) wird in diesem Beitrag untersucht, wie hoch die Arbeitsplatzfluktuation in Baden-Württemberg ist und wie diese im Zeitablauf und mit der Konjunktur variiert.

Die Churning Rate

Nettobeschäftigungsgewinne oder –verluste ignorieren, dass Firmen, die Arbeitsplätze schaffen, häufig trotzdem Mitarbeiter entlassen und dass Firmen, die Arbeitsplätze streichen, gleichwohl Neueinstellungen vornehmen. Die so genannte Churning Rate misst den Anteil von Neueinstellungen und Kündigungen,

der nicht auf eine Veränderung der Betriebsgröße zurückgeht. Sie ist Maßzahl für die durchschnittliche Qualität der Besetzung von Arbeitsplätzen in einem (lokalen) Arbeitsmarkt und wird im Folgenden auch als ex-post Mismatch bezeichnet. Die Berechnung der Churning Rate wird in Kasten 1 erläutert. Werden alle aufgelösten Arbeitsverhältnisse durch neue Arbeitsverhältnisse ersetzt ($Z=A$), so ist die Churning Rate eins (Formel (1)). Mindestens eine der beiden Seiten war dann mit dem Match nicht zufrieden, es liegt ein Mismatch vor. Ist die

Churning Rate kleiner als eins, werden Neueinstellungen vorgenommen, weil das Unternehmen wächst oder Arbeitsverhältnisse aufgelöst, weil das Unternehmen schrumpft. Nur ein Teil des Arbeitnehmerumschlages geht dann auf Mismatch zurück.

Arbeitsplatzfluktuation im konjunkturellen Wandel

Man kann die Raten, die die Arbeitsplatzfluktuation kennzeichnen, sowohl repräsentativ hinsichtlich der Betriebe

Kasten 1: Berechnung der Churning Rate

$$CR = 1 - \frac{|Z - A|}{Z + A} \quad (1)$$

Z: Zugänge zum Betrieb (in Personen)
A: Abgänge vom Betrieb (in Personen)

Es gilt: $0 \leq CR \leq 1$ und

- $CR=1$, falls $Z=A$, d.h. Zugänge und Abgänge sind gleich groß.
- $CR=0$, falls $Z=0$ und $A>0$ oder $Z>0$ und $A=0$, d.h. es gibt entweder nur Zu- oder nur Abgänge.

$F=Z+A$ fasst Zu- und Abgänge von Arbeitnehmern auf Betriebsebene zusammen und wird als Fluktuation bezeichnet. Dadurch ergibt sich:

$$CR = \frac{F - |Z - A|}{F}$$

Dividiert man zusätzlich alle Größen durch die Gesamtbeschäftigung des Betriebes, so ergibt sich folgende Formel.

$$CR = \frac{FR - |ZR - AR|}{FR} \quad (2)$$

Man definiert die Rotation als Fluktuation abzüglich der Veränderung der Betriebsgröße (in Personen) und bezieht sie auf die Betriebsgröße.

$$RR = FR - |ZR - AR|$$

Die Rotation gibt an, wie viele Zu- und Abgänge nicht mit einer Veränderung der Betriebsgröße zusammenhängen. Dividiert man die Rotationsrate durch die Fluktuationsrate, erhält man die Churning Rate. Diese Normierung stellt sicher, dass alle Werte im Intervall zwischen null und eins liegen und dass eine Interpretation, die unabhängig von der absoluten Größe der Fluktuationsrate ist, möglich ist.

Tabelle 1: Repräsentative Halbjahresraten für die Jahre 2000-2002

Repräsentativität	Arbeitnehmer		Betriebe	
	Schätzwert (Mittelwert in v.H.)	Standardabweichung	Schätzwert (Mittelwert in v.H.)	Standardabweichung
ZR	6,33	0,30	5,74	0,43
AR	5,74	0,22	5,47	0,38
FR	12,06	0,46	11,20	0,65
RR	7,47	0,40	4,94	0,45
CR	61,90	1,73	36,50	1,80
Stellenaufbau	2,59	0,21	–	–
Stellenabbau	2,00	0,11	–	–

Quelle: IAB Betriebspanel Baden-Württemberg, eigene Berechnungen; Stellenaufbau ist die (prozentuelle) Veränderung der Beschäftigung in wachsenden Betrieben, Stellenabbau ist die (prozentuelle) Veränderung der Beschäftigung in schrumpfenden Betrieben. Die Angabe in v.H. bedeutet, dass die Raten mit dem Faktor 100 multipliziert sind.

als auch der Arbeitnehmer ausweisen (Boockmann und Hagen, 2002). Für beide Konzepte werden in Tabelle 1 die Kennzahlen für Baden-Württemberg von 2000 bis 2002 ausgewiesen.

Die Raten für Arbeitnehmer fallen im Durchschnitt etwas höher aus als die für Betriebe. Deutlich höher ist vor allem der Anteil der Fluktuation von Arbeitnehmern, der durch Rotation erklärt wird (die Churning Rate). Das liegt daran, dass größere Betriebe im Durchschnitt eine höhere Rotation aufweisen. Im ersten Halbjahr der Jahre 2000-2002 werden, bezogen auf die Gesamtbeschäftigung in Baden-Württemberg, durchschnittlich 6,3 v.H. der Beschäftigten neu eingestellt (ZR), während ca. 5,7 v.H. der Beschäftigten ihr Vertragsverhältnis beenden (AR). Dies ergibt eine (vergleichsweise geringe) Fluktuation von Arbeitnehmern in Höhe von 12,1 v.H. (FR). Die Rotationsrate (RR) ist mit 7,5 v.H. bezogen auf die Beschäftigten deutlich höher als die für Betriebe repräsentative Rotationsrate. Aufgrund des hohen Wertes der Rotation ist auch der Wert des Anteils der Arbeitnehmerfluktuation, der durch Rotation erklärt wird, hoch (CR). Die Rate des Stellenaufbaus sowie die Rate des Stellenabbaus erscheinen in Baden-Württemberg insbesondere im internationalen Vergleich gering (Davis et al., 1996). Weist man die Raten für das produzierende Gewerbe separat aus, so ergibt sich in Übereinstimmung mit der Literatur, dass die Dynamik dort schwächer ausgeprägt ist.

Betrachtet man die zeitliche Variation der Raten für Arbeitnehmer in Tabelle 2, zeigt sich, dass die Zugangsrate (ZR) den vermuteten prozyklischen Charakter aufweist.¹ Die Abgangsrate (AR) ist auch auf Grund des Kündigungsverhaltens der Arbeitnehmer ebenfalls eher prozyklisch. Die Rate des Stellenaufbaus zeigt einen deutlich prozyklischen Charakter. Bisherige Befunde in der Literatur weisen für Europa und die USA ein schwach prozyklisches Verhalten nach (Davis et al., 1996 und Burda und Wyplosz, 1994). Die Rate des Stellenabbaus verhält sich leicht prozyklisch, während bisherige Studien ein deutlich ausgeprägtes anti-zyklisches Verhalten belegen.

¹ Die Wachstumsraten des realen Bruttoinlandsproduktes in Baden-Württemberg betragen für die betrachteten Jahre: 2000: 4,2 v.H., 2001: 0,8 v.H., 2002: 0,1 v.H.

Tabelle 2: Raten im konjunkturellen Wandel

Repräsentativität	Arbeitnehmer			Betriebe	
	Welle	Schätzwert (Mittelwert in v.H.)	Standard- abweichung	Schätzwert (Mittelwert in v.H.)	Standard- abweichung
ZR	2000	7,11	0,70	5,74	0,78
	2001	6,56	0,42	5,61	0,64
	2002	5,36	0,39	5,82	0,82
AR	2000	6,36	0,49	5,70	0,64
	2001	5,80	0,31	5,49	0,70
	2002	5,08	0,31	5,21	0,82
CR	2000	62,31	3,73	35,58	3,04
	2001	62,17	2,44	37,07	3,29
	2002	61,00	2,35	36,71	3,18
Stellen- aufbau	2000	2,91	0,52	–	–
	2001	2,72	0,32	–	–
	2002	2,17	0,21	–	–
Stellen- abbau	2000	2,16	0,22	–	–
	2001	1,95	0,20	–	–
	2002	1,90	0,15	–	–

Quelle: IAB Betriebspanel Baden-Württemberg, eigene Berechnungen. Die Angabe in v.H. bedeutet, dass die Raten mit dem Faktor 100 multipliziert sind.

Tabelle 3: Random Effects Tobit-Modell für den ex-post Mismatch

CR	Koeffizient	t
Umsatzerwartung	0,0041	5,17
Beschäftigung	0,0904	3,31
Beschäftigung x Beschäftigung	-0,0004	-2,30
Junger Betrieb (Dummy)	-0,0797	-2,02
Anteil ungelernter Arbeitskräfte	0,2365	2,37
Anteil der Eigenkündigungen	0,2066	5,16
Anteil betriebsbedingter Kündigungen	-0,0153	-0,27
Sonstige insignifikante Kontrollvariablen (Betriebsrat etc.)		

Quelle: IAB Betriebspanel Baden-Württemberg, eigene Berechnungen.

Bestimmungsgründe des ex-post Mismatches

Zur Bestimmung der Determinanten des Mismatches schätzen wir ein Random Effects Tobit-Modell (Tabelle 3). Danach weisen Firmen mit guten Umsatzerwartungen eine höhere Churning Rate auf als solche mit schlechten Umsatzerwartungen. Möglicherweise liegt hier ein Fall umgekehrter Kausalität vor: Firmen mit einer hohen Churning Rate sind dynamischer und es gelingt ihnen besser, sich an wandelnde Verhältnisse anzupassen. Dies führt zu besseren Umsatzerwartungen. Die Variable „Junger Betrieb“ ist eins, wenn der Betrieb 1990 oder später gegründet wurde. Junge Betriebe haben also offenbar eine im Verhältnis zur Arbeitnehmerfluktuation geringere Rotation. Wir haben dahingegen erwartet, dass in jüngeren Be-

trieben aufgrund der größeren Heterogenität eine höhere Rotation stattfindet. Wie erwartet weisen Firmen mit einem hohen Anteil ungelernter Arbeitnehmer einen größeren Mismatch auf. Der Anteil der Eigenkündigungen hängt positiv mit der Churning Rate zusammen. Offensichtlich entsteht ein hohes Churning vor allem durch einen hohen Anteil von Kündigungen durch Arbeitnehmer und nicht durch betriebsbedingte Kündigungen.

Alfred Garloff, garloff@zew.de

Literatur

- Boockmann, B. und T. Hagen (2002): Arbeitsplatzdynamik und befristete Arbeitsverträge: Empirische Evidenz aus dem IAB-Betriebspanel für Baden-Württemberg, Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 35, S. 385-396
- Burda, M. und C. Wyplosz (1994): Gross worker and job flows in Europe, European Economic Review, 38, S. 1287-1315
- Davis, S. J.; Haltiwanger, J. und S. Schuh (1996): Job Creation and Destruction, MIT Press, Cambridge/ London
- Franz, W. (2003): Arbeitsmarktökonomik, 5. Aufl., Springer, Berlin

Code-Wörter in der EZB-Kommunikation

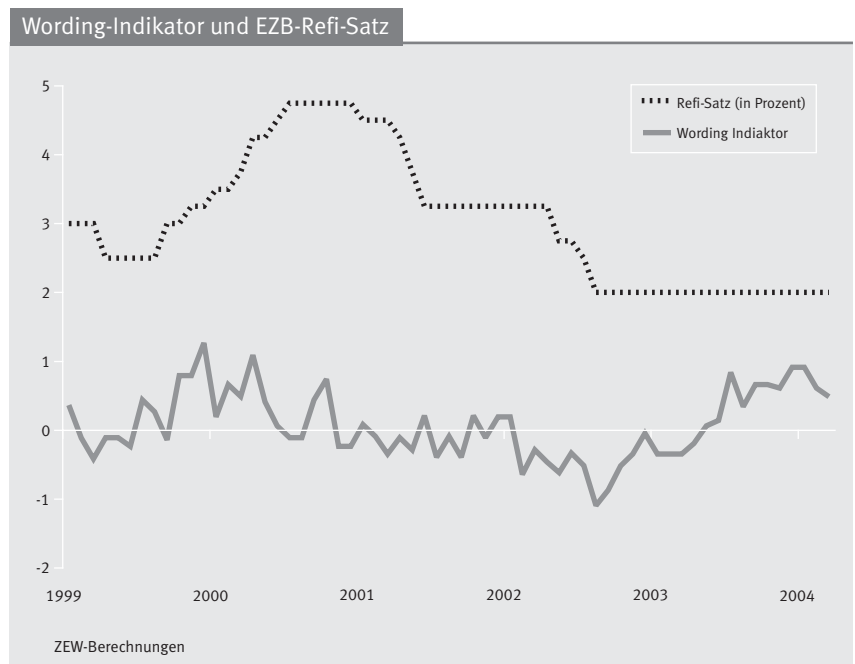
Die Wortwahl verantwortlicher Geldpolitiker findet an den Finanzmärkten eine große Aufmerksamkeit. Bestimmte Formulierungen, benutzte oder unbenutzte Schlüsselwörter werden als Signale für den künftigen Kurs der Geldpolitik verstanden. Am ZEW wurde vor diesem Hintergrund nun ein so genannter „Wording-Indikator“ für die Europäische Zentralbank (EZB) entwickelt. Grundlage ist eine umfangreiche Auswertung aller EZB-Presskonferenzen, die der erste EZB-Präsident Wim Duisenberg in seiner Amtszeit zwischen Januar 1999 und Oktober 2003 gegeben hat. Die Analyse zeigt unter anderem, dass der neue EZB-Präsident Trichet im Vergleich zu Duisenberg eine Terminologie benutzt, die den Eindruck einer noch stärker inflationsaversen Grundeinstellung erweckt.

Die Konstruktion des Indikators verläuft in einem mehrstufigen statistischen Verfahren. In einem ersten Schritt werden auf Basis der Literatur und eigener Einschätzung potenzielle geldpolitische Code-Wörter ausgewählt. Anschließend wird die Häufigkeit ihrer Nennungen in jeder (i.d.R. monatlich stattfindenden) Pressekonferenz ermittelt. Im nächsten Schritt werden diese Beobachtungen in drei geldpolitische Klassen eingeteilt: Restriktion, Neutralität und Expansion. Als Restriktionsphasen gelten die Monate, auf die in den anschließenden zwei Monaten eine Zinserhöhung gefolgt ist. Als neutrale Phasen und expansive Phasen gelten entsprechend die Perioden, auf die in den folgenden zwei Monaten keine Zinsveränderung bzw. eine Zinssenkung gefolgt ist.

Es zeigt sich beispielsweise, dass die Ausdrücke „risks to price stability“ oder „vigilant“ typisch für eine restriktive Phase sind. Umgekehrt ist „downside risk to growth“ eine Formulierung, die oftmals im Vorfeld einer Zinssenkung Verwendung findet. Des Weiteren gibt es Begriffe, die eher häufig in neutralen Phasen zu finden sind, dies gilt für „appropriate“ oder „in line“. Interessant ist die unterschiedliche Länge der Erläuterungen. Wim Duisenberg hat typischer-

weise dann besonders lange Ausführungen gemacht, wenn eine Zinserhöhung bevorstand.

korrelieren sollte und in diesem Sinne das Ausmaß der rhetorischen geldpolitischen Härte abbildet. Dabei gehen Wörter mit einer relativen Häufigkeit in restriktiven (expansiven) Phasen mit positivem (negativem) Vorzeichen in die Berechnungen ein. Die Abbildung zeigt den Verlauf des Wording-Indikators zusammen mit dem Zinssatz des EZB-Refi-Satzes. Es zeigt sich der erwartete enge Zusammenhang zu den anschließenden geldpolitischen Entscheidungen. In der Ära Trichet geht dieser Zusammenhang aber offenbar verloren. Das bedeutet: Trichet be-



Für die weitere Indikatorkonstruktion werden nur solche Unterschiede verwendet, die auch statistisch signifikant sind. Auf Basis der statistisch signifikanten Code-Wörter lässt sich nun ein „Wording-Indikator“ ermitteln, der positiv mit der Wahrscheinlichkeit einer Zinserhöhung

nutzt oftmals Code-Wörter, die unter Duisenberg im Vorfeld einer Zinserhöhung typisch waren, ohne dass diesen Worten dann unter dem Präsidenten Trichet Taten folgen.

Dr. Friedrich Heinemann,
heinemann@zew.de