

Breittrainer, Korbinian; Hristov, Atanas

Article

Evaluation des Eurozone Economic Outlook

ifo Schnelldienst

Provided in Cooperation with:

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

Suggested Citation: Breittrainer, Korbinian; Hristov, Atanas (2015) : Evaluation des Eurozone Economic Outlook, ifo Schnelldienst, ISSN 0018-974X, ifo Institut - Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München, München, Vol. 68, Iss. 24, pp. 67-73

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/165688>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Das ifo Institut evaluiert seine Konjunkturprognosen für Deutschland laufend (vgl. Henzel et al. 2014; Nierhaus 2015). Diesem Beispiel folgend, bewertet der vorliegende Beitrag die Qualität der Prognosen des Eurozone Economic Outlook (EZEO) für das reale Bruttoinlandsprodukt und die Inflation im Euroraum. Prognosefehleranalysen zeigen, dass es keinen statistisch signifikanten Unterschied zwischen den Prognosen von EZEO und Consensus Economics gibt. Verglichen mit naiven statistischen Modellen ist die Prognosegüte des EZEO deutlich besser.

In Zusammenarbeit mit dem INSEE in Paris und dem Istat in Rom veröffentlicht das ifo Institut seit 2004 den Eurozone Economic Outlook (EZEO). Im Mittelpunkt der Kooperation stehen die gemeinsame Schätzung (für das abgelaufene Quartal) und die Prognosen (für das laufende und das folgende Quartal) des realen Bruttoinlandsprodukts, des Privatkonsums, der Bruttoanlageinvestitionen, der Industrieproduktion und der Inflationsrate im Euroraum. Um Transparenz zu gewährleisten, werden in diesem Beitrag die Prognosen der Veränderungsraten gegenüber dem jeweiligen Vorjahresquartal der zwei wichtigsten makroökonomischen Größen, nämlich des realen Bruttoinlandsprodukts und der Inflation, auf deren Treffgenauigkeit überprüft. Zur Beurteilung der Prognosegüte wird der Prognosefehler herangezogen, der der Differenz aus dem Wert der Erstveröffentlichung der entsprechenden Größe und dem dazugehörigen Prognosewert entspricht.

Zunächst wird die Struktur der verwendeten Daten erläutert. Die Evaluierung der prognostizierten Veränderungsraten gegenüber dem Vorjahresquartal erfolgt sowohl im absoluten Vergleich mit den amtlichen Zahlen als auch relativ zu den Prognosen von Consensus Economics sowie zu zwei naiven statistischen Modellen. Da die Ergebnisse eines solchen Vergleichs verschiedener Prognosen vom jeweiligen Informationsstand bei Prognoseerstellung abhängig sind (vgl. Wollmershäuser 2015), vergleichen wir abschließend die Prognosen für jahresdurchschnittliche Veränderungsraten des EZEO und Consensus-Economics und gewähren Letzteren dabei einen zeitlichen Informationsvorsprung.¹

Datensatz

Herangezogen werden die Prognosen aus den in der Zeitspanne zwischen dem zweiten Quartal 2004 und dem zweiten Quartal 2015 publizierten Ausgaben des EZEO. In diesem Zeitraum wurden vierteljährlich insgesamt 45 Prognosen veröffentlicht.² Der EZEO erscheint üblicherweise innerhalb der ersten beiden Wochen zu Beginn eines neuen Quartals (also in den Monaten Januar, April, Juli und Oktober). Im Rahmen des EZEO erstellen die drei Institute Prognosen über die Veränderungen des realen Bruttoinlandsprodukts, des Privatkonsums, der Bruttoanlageinvestitionen, der Industrieproduktion und der Inflationsrate für das *vorangegangene* Quartal, das *laufende* Quartal und das *kommende* Quartal, jeweils gegenüber dem entsprechenden Vorjahresquartal. Zusätzlich werden im ersten Quartal eines Jahres die durchschnittlichen Änderungsraten des Vorjahres geschätzt, in den Quartalen drei und vier werden entsprechend die jahresdurchschnittlichen Veränderungen des laufenden Jahres prognostiziert.

Verglichen werden die Prognosen der Veränderungsraten gegenüber dem jeweiligen Vorjahresquartal mit den ersten amtlich veröffentlichten Ergebnissen durch Eurostat.³ Die Zahlen für das reale Bruttoinlandsprodukt werden in der Regel etwa drei Monate nach Ablauf der entsprechenden Periode publiziert. So erscheinen bei-

auf jahresdurchschnittlichen Veränderungsraten, wäre allerdings bezüglich der Anzahl an Beobachtungspunkten zu eingeschränkt.

² Es ergeben sich 45 Beobachtungen für die Prognosen des vorangegangenen Quartals, 44 Prognosebeobachtungen des laufenden Quartals, sowie 43 Beobachtungen für die Prognosen des nachfolgenden Quartals. Bei den Prognosen für die jahresdurchschnittliche Veränderung werden 33 Beobachtungen gezählt.

³ Die Europäische Zentralbank publiziert die Echtzeitdaten über die *Real Time Database*: <https://sdw.ecb.europa.eu>.

¹ Ein solcher Vergleich ist aufgrund der Verfügbarkeit der vorliegenden Daten nur mit den erwähnten jahresdurchschnittlichen Veränderungsraten möglich. Eine Analyse, ausschließlich basierend

spielsweise offizielle Daten für das erste Quartal für gewöhnlich Ende Juni bzw. Anfang Juli. Für den harmonisierten Verbraucherpreisindex (HVPI) stehen monatliche Daten zur Verfügung, woraus quartalsweise Durchschnitte berechnet werden.⁴ Daraus und aus den Daten für das reale Bruttoinlandsprodukt werden die Zuwachsraten gegenüber dem Vorjahresquartal gebildet.

Als Maßstab für einen relativen Vergleich werden die Prognosen von Consensus Economics herangezogen. Auf Basis wiederholter Umfragen unter bis zu 30 Finanzinstituten, Unternehmen und Forschungseinrichtungen veröffentlicht Consensus Economics monatlich die erwarteten Entwicklungen der wichtigsten volkswirtschaftlichen Kennzahlen. Unter der Consensus-Prognose wird das arithmetische Mittel aus den Prognosen aller Umfrageteilnehmer verstanden. Wie Bates und Granger (1969) zeigen, hat der Mittelwert der Erwartungen einer Vielzahl von Experten eine höhere erwartete Treffgenauigkeit, vorausgesetzt die individuellen Prognosefehler sind unabhängig voneinander.

Consensus Economics veröffentlicht die Prognosen für die jahresdurchschnittlichen Änderungsraten des laufenden und des folgenden Jahres. Des Weiteren werden vierteljährlich Prognosen über die Änderungsraten des aktuellen und der beiden folgenden Quartale im Vergleich zu den jeweiligen Vorjahresquartalen angegeben. Publiziert werden die Consensus-Prognosen je zur Mitte eines Monats, die vierteljährlichen Quartalsprognosen erscheinen in den Monaten März, Juni, September und Dezember. Zwischen der Erstellung der EZEO- und der Consensus-Prognosen liegt ein Zeitraum von etwa drei bis vier Wochen. Die Thematik des entstehenden Informationsvorsprungs wird im Verlauf des Beitrags noch einmal behandelt.

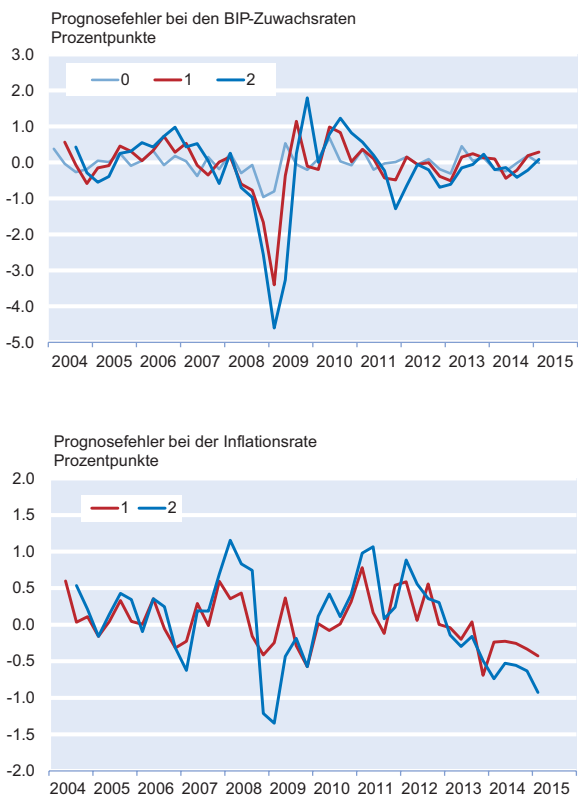
Prognosefehler und Gütemaße

Zentral für die Beurteilung der Güte von Prognosen ist der Prognosefehler, die Abweichung der Erwartungen von der Realisation. Die erste offizielle Veröffentlichung der Änderungsrate einer makroökonomischen Größe sei hier definiert als die tatsächliche Realisation. Der Prognosefehler wird demnach wie folgt konstruiert $e_t^h = x_t - \hat{x}_{y,t}^h$, wobei $\hat{x}_{y,t}^h$ die Prognose zum Zeitpunkt h für die Periode t mit der Methode y bezeichnet und der Realisation zum Zeitpunkt t der jeweiligen, zuvor prognostizierten makroökonomischer Größe entspricht. Ein positiver (negativer) Wert entspricht einer Unterschätzung (Überschätzung) der tatsächlichen Veränderungsrate der makroökonomischen Größe.

Abbildung 1 zeigt die Prognosefehler über die verschiedenen Prognosehorizonte. Die betragsmäßig größten Abweichun-

⁴ In der nachfolgenden Evaluierung wird deshalb die Inflationsprognose für das jeweils vorangegangene Quartal nicht einbezogen. Zumeist liegen zum Zeitpunkt der Veröffentlichung der Prognose schon erste offizielle Zahlen vor, was einen Vergleich mit eben diesen hinfällig macht.

Abb. 1
Prognosefehler



Anmerkung: Die Indizes 0, 1 und 2 beschreiben den jeweiligen Prognosehorizont, also die Schätzung für das vorangegangene Quartal, die Prognose des laufenden und die Prognose des kommenden Quartals, respektive.

Quelle: Europäische Zentralbank; Consensus Forecasts; ifo Institut; INSEE; Istat; Berechnungen des ifo Instituts.

gen sind rund um den Beginn der Weltfinanzkrise in den Jahren 2008 und 2009 entstanden. Zunächst wurde der wirtschaftliche Einbruch nicht antizipiert und die Folgen unterschätzt, später lag man mit der Prognose unter der tatsächlichen Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts im Euroraum. Vor und nach dem unmittelbaren Beginn der Krise sind die Prognosen des realen Bruttoinlandsprodukts vergleichsweise gut. Stellt man die Abweichungen der BIP-Prognosen denen der Inflationsprognosen gegenüber, so wird deutlich, dass eben diese in den Krisenjahren wesentlich ausgeprägter waren. Weiter lässt sich erkennen, dass die Treffgenauigkeit der Prognosen bei einem größer werdenden Prognosehorizont nachlässt und die Fehlervarianz steigt.

Abbildung 2 zeigt die Abweichungen der EZEO-Prognosen für das kommende Quartal von den amtlichen Zahlen. Verdeutlicht wird hier die Verteilung der Fehler. Beobachtungspunkte oberhalb der Diagonale entstammen zu pessimistischen Prognosen, Punkte unterhalb zeigen eine Überschätzung. Eine Prognose ist also umso besser, je näher der entsprechende Beobachtungspunkt an der Diagonale liegt. Im schlechtesten Falle bilden die Beobachtungspunkte eine kreisförmige »Wolke«, was den Prognosen jeden

Zusammenhang mit den Realisationen absprechen würde. Das Gegenteil ist hier der Fall. Die Beobachtungen verteilen sich gleichmäßig oberhalb bzw. unterhalb der Diagonale, d.h., es liegen sowohl positive als auch negative Abweichungen vor. Das bedeutet im Umkehrschluss, dass keine systematischen Über- oder Unterschätzungen vorliegen. Auch hier ist erkennbar, dass in den Krisenjahren größere Abweichungen von den Realisationen entstanden sind.

Für die Evaluierung werden folgende Gütemaße in Betracht gezogen.⁵ Die verschiedenen Gütemaße haben jeweils Vor- und Nachteile. In den mittleren absoluten Prognosefehler

$$MAE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |e_t^h|$$

gehen die Abweichungen der Prognose zur Realisation als absolute Werte ein, somit gleichen sich Über- bzw. Unterschätzungen nicht aus (wie das bei einem einfachen Durchschnitt der Fall wäre). Der MAE gewichtet kleine und große Abweichungen der Prognose zur tatsächlichen Realisation gleich stark. Um größere Prognosefehler stärker zu gewichten, wird die Wurzel des mittleren quadratischen Prognosefehlers $RMSE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (e_t^h)^2}$ verwendet. Die Stärke des RMSE ist jedoch gleichzeitig seine Schwäche, da der RMSE auf vereinzelte große Abweichungen stark reagiert und dahingehend ein empfindliches Gütemaß ist.

Relativer Vergleich der Prognosegüte

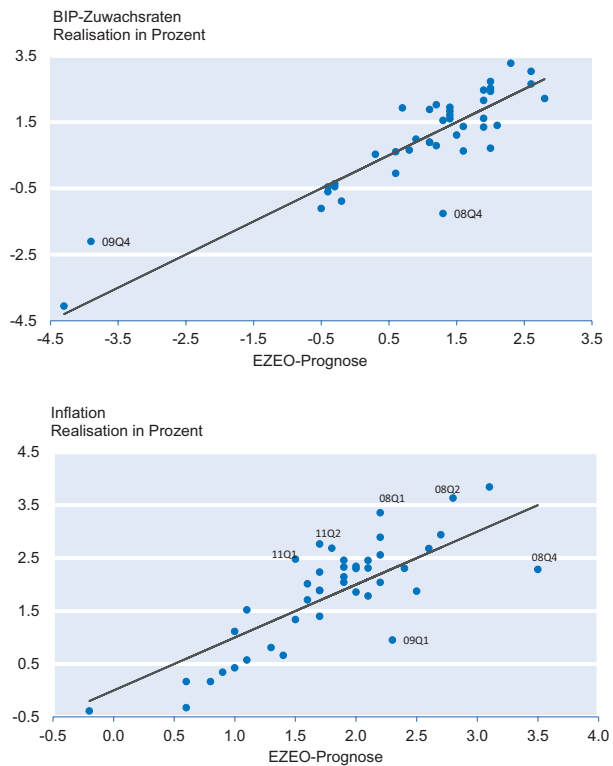
Die oben genannten Gütemaße dienen einem ersten, direkten Vergleich mit den Realisationen. Um jedoch die Güte eines Prognosemodelles hinreichend beurteilen zu können, benötigt es ebenfalls einen relativen Vergleich zu einem alternativen Modell. Wie eingangs beschrieben, stehen uns als alternative Modelle die Consensus-Prognosen sowie zwei naive Modelle zur Verfügung. Als statistische Modelle werden einerseits ein Random-Walk-Modell und andererseits ein sogenanntes Mean-Constant-Modell verwendet.⁶ Betrachtet wird das Verhältnis der RMSEs und der MAEs. Der relative RMSE ist definiert als $\frac{RMSE(EZEO)}{RMSE(alt. Modell)}$, der relative MAE sei definiert als $\frac{MAE(EZEO)}{MAE(alt. Modell)}$. Nimmt der relative RMSE bzw. der relative MAE Werte kleiner 1 an, so spricht dies für die relative Prognosequalität des EZEO gegenüber dem alternativen Modell.

Abbildung 3 stellt die Ergebnisse des relativen RMSE und des relativen MAE dar. Der Vergleich zeigt, dass die Prognosen des EZEO die Consensus-Prognosen schlagen. Lediglich bei weitem Prognosehorizont sinkt die Prognosegüte

⁵ Berg (2015) bietet einen Überblick über die Vor- und Nachteile unterschiedlicher Prognosegütemaße.

⁶ Letzteres prognostiziert zukünftige Realisationen durch die Fortschreibung der durchschnittlichen Änderungsrate der betrachteten Größe seit 1995. Den Prognosen des Random-Walk-Modells wiederum liegt zugrunde, dass die erwartete Änderungsrate eben der Änderungsrate der vergangenen zur aktuellen Periode entspricht.

Abb. 2
Prognosen und Realisationen



Anmerkung: Prognostizierte Änderungsrate für das jeweils kommende Quartal gegenüber dem Vorjahr werden abgetragen auf die Realisationen.

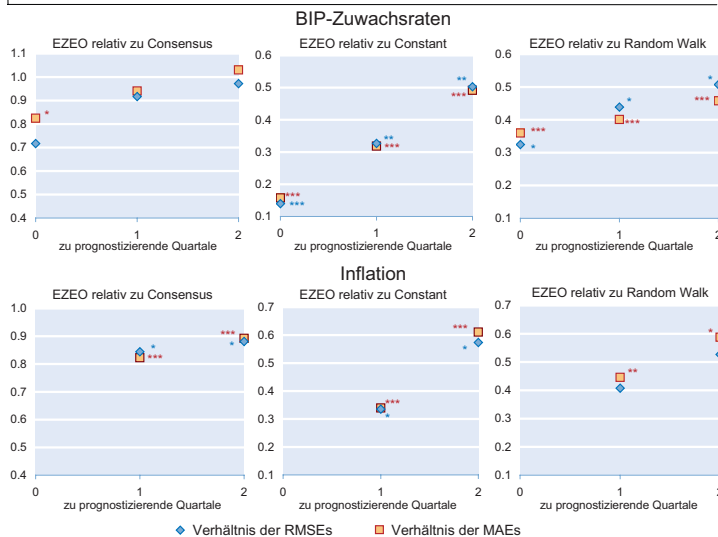
Quelle: Europäische Zentralbank; Consensus Forecasts; ifo Institut; INSEE; Istat; Berechnungen des ifo Instituts.

genauigkeit (laut MAE) des EZEO für das BIP relativ zu der des Consensus. Ansonsten weisen die Prognosen der drei Institute für das BIP und für die Inflation durchschnittlich geringere Abweichungen auf. Zieht man nun den Vergleich mit den naiven Modellen heran, so zeigt sich, dass diese wesentlich größere Fehler produzieren. Generell lässt sich erkennen, dass die Differenzen der Prognosefehler mit größerem Prognosehorizont kleiner werden. Je weiter der zu prognostizierende Zeitpunkt entfernt ist, desto ausgeglichener scheinen die Erwartungen über die volkswirtschaftlichen Entwicklungen bis dahin zu sein.

Um den Unterschied zwischen den durch verschiedene Modelle generierten Prognosefehler zu testen, wird der Diebold-Mariano-Test angewendet (vgl. Diebold und Mariano 1995). Wir führen den Test sowohl auf Basis des RMSE als auch auf Grundlage des MAE durch. Die Prognosefehler gehen also einerseits quadriert, andererseits als absolute Werte ein.

Zunächst zeigen die Testergebnisse auf Basis beider Fehlermaße, dass die Prognosen des EZEO statistisch signifikant besser abschneiden als die der betrachteten naiven

Abb. 3
Vergleich der Prognosen – relative RMSEs und MAEs



Anmerkungen: Die Symbole ****/*/* beschreiben jeweils die Prognosegenauigkeit nach dem Diebold-Mariano Test auf dem 1, 5, bzw. 10 Prozent Niveau. Die Indizes 0, 1 und 2 beschreiben den jeweiligen Prognosehorizont, also die Schätzung für das vorangegangene Quartal, die Prognose des laufenden und die Prognose des kommenden Quartals, respektive.

Quelle: Europäische Zentralbank; Consensus Forecasts; ifo Institut; INSEE; Istat; Berechnungen des ifo Instituts.

Modelle (vgl. Abb. 3). Allerdings deuten diese Tests für die Prognosen des BIP nicht auf einen statistisch signifikanten Unterschied in der Prognosekraft zwischen EZEO und Consensus Economics hin. Lediglich die Prognosen der Inflationsrate bei weiterem Prognosehorizont und die des BIP des vorangegangenen Quartals sind statistisch signifikant besser. Die EZEO-Prognosen sind durchgehend statistisch signifikant besser als jene der naiven Modelle.

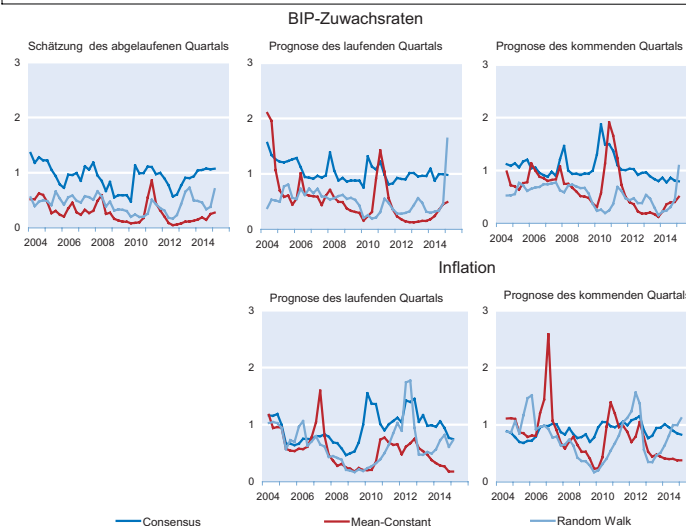
Abbildung 4 veranschaulicht ebenfalls die Ausprägungen der relativen RMSEs, also den Vergleich der EZEO-Prognosen mit alternativen Prognosen. Anders als in Abbildung 3 zeigt sich hier jedoch auch der zeitliche Verlauf. Die Prognosen der drei Institute sind den Prognosen der beiden statistischen Modelle überlegen. Nur vereinzelt steigen die Werte der relativen RMSEs über 1. Dies gilt sowohl für die Prognosen des BIP als auch für die Inflationsprognosen. Wie die Ergebnisse zuvor bereits gezeigt haben, ist der Vergleich zwischen Consensus-Prognosen und den Prognosen des EZEO weniger eindeutig. Jedoch liegen auch hier die Werte mehrheitlich unter 1, vereinzelt starke Abweichungen führen letztendlich zu eher geringen Vorteilen bei den Prognosen des EZEO.

Bisher beschränkt sich diese Analyse auf die Prognosen quartalsweiser Jahresraten. Da die Prognosen des EZEO und die Consensus-Erwartungen nicht zum exakt gleichen Zeitpunkt erscheinen, muss von einem einseitigen Informationsvorsprung ausgegangen werden. Dieser liegt hierbei auf Seiten der drei am EZEO beteiligten Institute. Um jedoch auszuschließen, dass die etwaige Ergebnisse lediglich durch diesen Informationsvorsprung getrieben sind, betrachten wir nun auch die Prognosen der jährlichen Änderungsraten von BIP-Wachstum und Inflation. Es werden hierbei also die Schätzungen des EZEOs, aus dem ersten Quartal für das jeweilige Vorjahr, sowie die beiden Prognosen für das laufende Jahr, den jeweiligen Consensus-Prognosen gegenübergestellt. Die Anzahl der beobachteten BIP-Prognosen liegt hier bei 33, die der Inflationsprognosen bei 22.^{7,8}

In Tabelle 1 werden die Realisierungen der relativen RMSEs und der relativen MAEs gelistet. Wie eingangs erläutert, werden im ersten Szenario Consensus-Prognosen herangezogen, die gleichzeitig mit den jeweiligen EZEO-Prognosen veröffentlicht wurden (Veröffentlichung in t). Im

⁷ Um genügend Beobachtungspunkte zu erhalten, wird hierbei nicht zwischen den verschiedenen Prognosehorizonten unterschieden.
⁸ Da die ersten offiziellen Inflationsschätzungen für Dezember zumeist zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung vorhanden sind, wird die Januar-Schätzung der jährlichen Änderungsrate der Inflation in dieser Evaluierung nicht berücksichtigt.

Abb. 4
Relative RMSEs über rollierendes Zeitfenster



Anmerkung: Die relativen RMSEs werden über ein rollierendes Zeitfenster von sieben Quartalen abgetragen.

Quelle: Europäische Zentralbank; Consensus Forecasts; ifo Institut; INSEE; Istat; Berechnungen des ifo Instituts.

Tab. 1
Relative RMSEs und relative MAEs

	BIP-Wachstum Veröffentlichung in		Inflation Veröffentlichung in	
	<i>t</i>	<i>t</i> + 1	<i>t</i>	<i>t</i> + 1
Relative RMSEs	0,911 (0,11)	0,946 (0,33)	0,546 (0,01)	0,629 (0,03)
Relative MAEs	0,816 (0,00)	0,843 (0,00)	0,499 (0,00)	0,582 (0,00)

Statistische Signifikanz auf Unterschiede in den RMSEs und MAEs beider Verfahren nach Diebold und Mariano (1995) in Klammern.

Quelle: Europäische Zentralbank; Consensus Forecasts; ifo Institut; INSEE; Istat; Berechnungen des ifo Instituts.

dass, bei gleichem Informationsstand, die Prognosen des EZEO geringere Abweichungen zu den tatsächlichen Realisationen aufweisen. Die Prognosen des BIP-Wachstums sind im Durchschnitt zwar (statistisch signifikant) genauer, der Unterschied ist jedoch gering. Umso stärker ist eben dieser bei den Inflationsprognosen ausgeprägt. Diese Ergebnisse werden dadurch bekräftigt, dass die Prognosen des EZEO selbst dann genauer als die Consensus-Prognosen sind, wenn Letztere einen Informationsvorsprung haben.⁹

zweiten Szenario wird den Consensus-Prognosen ein Informationsvorsprung von drei bis vier Wochen eingeräumt, so dass bei der Erstellung der Consensus-Prognosen sogar weitere Indikatoren zur Verfügung gestanden haben dürften (Veröffentlichung in *t* + 1). Zunächst zeigt sich,

⁹ Hierbei sei erwähnt, dass diese Vorteile seitens der EZEO-Prognosen möglicherweise einer gewissen Trägheit der Consensus-Prognosen entstammen. An den Consensus-Prognosen sind u.a. diverse Wirtschaftsforschungsinstitute beteiligt. Diese Institute erstellen (wie das ifo Institut) meist nur vierteljährlich neue Prognosen (im Gegensatz zu vielen Finanzhäusern, die ihre Prognosen in kürzeren Abständen revidieren). Da jedoch die Consensus-Prognosen monatlich veröffentlicht werden, hängt dem Mittelwert aller Umfrageteilnehmer eine gewisse Trägheit an.

Tab. 2
Prognoseeffizienz BIP

	BIP-Zuwachsraten zu prognostizierende Quartale			BIP-Zuwachsraten (exkl. 2008–2009) zu prognostizierende Quartale		
	0	1	2	0	1	2
EZEO						
Konstante	-0,022	-0,097	-0,227	-0,002	0,071	0,094
$\alpha = 0$	(0,73)	(0,57)	(0,42)	(0,98)	(0,44)	(0,51)
Steigung	1,014	1,039	1,047	1,002	0,977	0,920
$\beta = 1$	(0,71)	(0,69)	(0,77)	(0,97)	(0,70)	(0,39)
$\alpha = 0, \beta = 1$	(0,93)	(0,83)	(0,53)	(1,00)	(0,70)	(0,69)
DW	1,96	1,16	0,71	2,27	1,60	1,02
Adj, R ²	0,97	0,86	0,65	0,98	0,96	0,87
Consensus						
Konstante	-0,090	-0,265	-0,539	-0,056	-0,066	-0,162
$\alpha = 0$	(0,38)	(0,20)	(0,08)	(0,62)	(0,63)	(0,33)
Steigung	1,069	1,150	1,255	1,056	1,080	1,104
$\beta = 1$	(0,29)	(0,24)	(0,15)	(0,41)	(0,40)	(0,37)
$\alpha = 0, \beta = 1$	(0,55)	(0,43)	(0,20)	(0,47)	(0,55)	(0,61)
DW	1,87	1,02	0,69	1,82	1,75	1,26
Adj, R ²	0,95	0,84	0,67	0,96	0,94	0,88
Mean-Constant						
Konstante	-1,803	-0,453	0,709	-2,223	-2,509	-2,791
$\alpha = 0$	(0,19)	(0,79)	(0,72)	(0,17)	(0,13)	(0,07)
Steigung	1,390	0,646	0,002	1,669	1,853	2,050
$\beta = 1$	(0,63)	(0,73)	(0,39)	(0,50)	(0,38)	(0,25)
$\alpha = 0, \beta = 1$	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
DW	0,25	0,24	0,24	0,03	0,05	0,10
Adj, R ²	0,02	-0,01	-0,02	0,05	0,11	0,28
Random Walk						
Konstante	0,099	0,276	0,473	-0,054	0,153	0,505
$\alpha = 0$	(0,59)	(0,34)	(0,14)	(0,76)	(0,51)	(0,09)
Steigung	0,872	0,623	0,321	0,992	0,829	0,535
$\beta = 1$	(0,14)	(0,01)	(0,00)	(0,92)	(0,14)	(0,00)
$\alpha = 0, \beta = 1$	(0,13)	(0,01)	(0,00)	(0,71)	(0,20)	(0,01)
DW	0,84	0,43	0,30	0,71	0,20	0,01
Adj, R ²	0,77	0,38	0,08	0,86	0,71	0,41

Signifikanzniveau der t- und F-Statistik in Klammern; DW bezeichnet die Durbin-Watson Statistik, $\alpha = 0, \beta = 1$ bezeichnet die Ergebnisse des F-Tests auf die kombinierte Nullhypothese.

Quelle: Europäische Zentralbank; Consensus Forecasts; ifo Institut; INSEE; Istat; Berechnungen des ifo Instituts.

Tab. 3
Prognoseeffizienz Inflation

	Inflation zu prognostizierende Quartale			Inflation (excl. 2008–2009) zu prognostizierende Quartale		
	0	1	2	0	1	2
EZEO						
Konstante	–	– 0,175	– 0,259	–	– 0,234	– 0,583
$\alpha = 0$	–	(0,17)	(0,35)	–	(0,11)	(0,02)
Steigung	–	1,116	1,173	–	1,166	1,389
$\beta = 1$	–	(0,07)	(0,30)	–	(0,02)	(0,00)
$\alpha = 0, \beta = 1$	–	(0,15)	(0,57)	–	(0,03)	(0,01)
DW	–	1,63	0,91	–	1,60	1,06
Adj. R ²	–	0,89	0,66	–	0,88	0,76
Consensus						
Konstante	–	– 0,208	– 0,295	–	– 0,353	– 0,764
$\alpha = 0$	–	(0,13)	(0,40)	–	(0,00)	(0,01)
Steigung	–	1,142	1,205	–	1,241	1,509
$\beta = 1$	–	(0,10)	(0,35)	–	(0,00)	(0,00)
$\alpha = 0, \beta = 1$	–	(0,26)	(0,62)	–	(0,00)	(0,00)
DW	–	1,12	0,68	–	1,34	0,76
Adj. R ²	–	0,85	0,56	–	0,90	0,74
Mean-Constant						
Konstante	–	13,249	22,771	–	19,107	23,068
$\alpha = 0$	–	(0,09)	(0,00)	–	(0,02)	(0,00)
Steigung	–	– 5,785	– 10,615	–	– 8,811	– 10,79
$\beta = 1$	–	(0,08)	(0,00)	–	(0,02)	(0,00)
$\alpha = 0, \beta = 1$	–	(0,18)	(0,00)	–	(0,02)	(0,00)
DW	–	0,21	0,22	–	0,14	0,14
Adj. R ²	–	0,04	0,17	–	0,10	0,16
Random Walk						
Konstante	–	0,517	1,155	–	– 0,199	0,209
$\alpha = 0$	–	(0,13)	(0,01)	–	(0,44)	(0,61)
Steigung	–	0,686	0,345	–	1,046	0,842
$\beta = 1$	–	(0,08)	(0,00)	–	(0,70)	(0,40)
$\alpha = 0, \beta = 1$	–	(0,20)	(0,01)	–	(0,56)	(0,51)
DW	–	0,46	0,30	–	0,51	0,37
Adj. R ²	–	0,37	0,07	–	0,55	0,28

Signifikanzniveau der t- und F-Statistik in Klammern; DW bezeichnet die Durbin-Watson Statistik, $\alpha = 0, \beta = 1$ bezeichnet die Teststatistik der gemeinsamen Signifikanz.

Quelle: Europäische Zentralbank; Consensus Forecasts; ifo Institut; INSEE; Istat; Berechnungen des ifo Instituts.

Absoluter Vergleich der Prognosegüte

Die bisherige Analyse hat gezeigt, dass die Treffgenauigkeit der Prognosen des EZEO und von Consensus-Economics vergleichbar gut sind. Es ist jedoch nicht ausgeschlossen, dass beide Prognosen im absoluten Sinne von schlechter Qualität sind. Eine Prognose ist (schwach) effizient, wenn alle (zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung h) verfügbaren Informationen ausgenutzt wurden. Anhand der sogenannten Mincer-Zarnowitz-Gleichung, $x_t = \alpha + \beta \hat{x}_{y,t} + \varepsilon_t$, werden die Realisation x_t auf eine Konstante und die entsprechende Prognose regressiert $\hat{x}_{y,t}$ (vgl. Mincer und Zarnowitz 1969). Die Prognosefehler sollten dabei nicht mit der Prognose selbst korreliert sein, d.h., die Abweichungen sollten lediglich von zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung h nicht vorhersehbaren Ereignissen getrieben sein. Für ein (schwach) effizientes Modell sprechen dabei drei Kriterien. Der β -Koeffizient (der Steigungskoeffizient) sollte nahe 1 liegen und sich nicht signifikant von 1 unterscheiden, die Konstante α (der Achsenabschnitt) sollte nahe 0 liegen und sich nicht signifi-

kant von 0 unterscheiden. Wir testen auf schwache Effizienz mittels eines F-Tests mit der Nullhypothese $H_0: \alpha = 0$ und $\beta = 1$. Wird die Nullhypothese beibehalten, d.h., α bzw. β weichen nicht signifikant von 0 bzw. 1 ab, so sprechen wir von einer schwach effizienten Prognose. Unterscheidet sich die Konstante signifikant von 0, so waren die Prognosen im Durchschnitt verzerrt. Weicht der Steigungskoeffizient β signifikant von 1 ab, deutet dies auf eine konsequente Über- bzw. Unterschätzung hin. Niedrige Werte für das Bestimmtheitsmaß R^2 implizieren, dass nur ein Teil der Streuung in den amtlichen Zahlen durch die Prognosen erklärt werden konnten. Mit Hilfe der Durbin-Watson-Statistik testen wir zudem auf Autokorrelation in den Residuen.

Für den Test auf (schwache) Effizienz werden nun wieder die quartalsweisen Zuwachsraten des BIP, bzw. der Inflation verwendet. Dabei testen wir sowohl die Effizienz des Modells der drei Institute als auch die der beiden statistischen Modelle, um eine Referenz zu erhalten. Die Tabellen 2 und 3 zeigen die Ergebnisse der Schätzungen. Die Resul-

tate zeigen, dass die Prognosen des EZEO insbesondere in der Kurzfrist effizient sind, d.h., die Prognostiker nutzen die zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung vorhandenen Informationen aus. Naturgemäß ist diese Interpretation für die längere Frist abzuschwächen, das Bestimmtheitsmaß sinkt mit weiterem Prognosehorizont. Sowohl für die Prognosen des EZEO als auch für die Consensus-Prognosen wird die Nullhypothese des F-Tests für alle Prognosehorizonte beibehalten, sowohl bei den BIP-Prognosen als auch bei den Prognosen der Inflation. Die Durbin-Watson-Statistik weist erst bei weiterem Prognosehorizont auf leichte Autokorrelation in den Residuen hin.

Die beiden naiven Modelle wiederum vermögen reale Entwicklungen nicht zu erklären (vgl. Bestimmtheitsmaß R^2). Die Nullhypothese des F-Tests lässt sich bei den Prognosen des BIP lediglich auf kurze Frist im Random-Walk-Modell aufrechterhalten bzw. in beiden statistischen Modellen bei der Inflationsprognose auf mittlere Frist. Die Durbin-Watson-Statistik deutet weiterhin auf Autokorrelation in den naiven Modellen hin.

Wie bereits in den Abbildungen 1 und 2 zu erkennen ist, entstehen in Krisenzeiten die betragsmäßig größten Prognosefehler. Um zu erkennen, inwiefern die Ergebnisse obiger Schätzung durch unpräzise Prognosen in Krisenzeiten beeinträchtigt sind, wird diese Regression ein zweites Mal, nun aber ohne die Prognosen in den Krisenjahren 2008 und 2009, durchgeführt. Sowohl die BIP-Prognosen des EZEO als von Consensus Economics schneiden nun erwartungsgemäß besser ab, und die Nullhypothese wird über alle Prognosehorizonte beibehalten. Auch das Bestimmtheitsmaß nimmt, insbesondere in der Langfrist, zu. Blendet man die Krisenjahre aus, so zeigt sich bei den Inflationsprognosen eine Verzerrung; dies gilt sowohl für die Consensus-Prognosen als auch für die Prognosen des EZEO. Beide Prognosen tendieren dazu, die Abweichungen der Inflation von ihrem historischen Mittel tendenziell zu überschätzen.

Fazit

Zusammenfassend bleibt festzuhalten, dass die EZEO-Prognosen naiven Prognosemodellen überlegen sind und ähnlich präzise Ergebnisse liefern wie die gemittelten Erwartungen einer Vielzahl von Marktteilnehmern und Forschungsinstituten. Weiter ist hervorzuheben, dass die Prognosen der drei Institute keine systematischen Verzerrungen aufweisen. Die Erwartungen der Institute sind im Allgemeinen weder zu optimistisch noch zu pessimistisch. All dies spricht für die Güte der Prognosen im Rahmen des EZEO. Der Informationsstand bei Prognoseerstellung ist von entscheidender Bedeutung für die Prognosegüte. Die Ergebnisse des vorliegenden Beitrags zeigen, dass die EZEO-Prognosen und die Consensus-Prognosen bei vergleich-

barem Informationsstand eine ähnlich hohe Treffgenauigkeit aufweisen.

Literatur

Bates, J.M. und C.W.J. Granger (1969), »The Combination of Forecasts«, *Operations Research Quarterly* 20, 451–468.

Berg, T.O. (2015), »Forecast Accuracy of a BVAR under Alternative Specifications of the Zero Lower Bound«, Ifo Working Paper No. 203.

Diebold, F.X. und R.S. Mariano (1995), »Comparing Predictive Accuracy«, *Journal of Business and Economic Statistics* 13, 253–263.

Henzel, St., W. Nierhaus und T. Wollmershäuser (2014), »Evaluation der ifo Konjunkturprognosen«, *ifo Schnelldienst* 67(17), 43–45.

Mincer, J. und V. Zarnowitz (1969), »The Evaluation of economic forecasts«, *Economic Forecasts and Expectations: Analyses of Forecasting Behaviour and Performance*, NBER, 3–46.

Nierhaus, W. (2015), »Wirtschaftskonjunktur 2014: Prognose und Wirklichkeit«, *ifo Schnelldienst* 68(2), 43–49.

Wollmershäuser, T. (2015), »Evaluation der ifo Konjunkturprognosen – ein Vergleich mit den Prognosen von Consensus Economics«, *ifo Schnelldienst* 68(22), 26–28.