

Schmidt, Sandra; Schröder, Michael

Article

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

ZEW Wachstums- und Konjunkturanalysen

Provided in Cooperation with:

ZEW - Leibniz Centre for European Economic Research

Suggested Citation: Schmidt, Sandra; Schröder, Michael (2005) : Prognosevergleich der ZEW-Konjunkturerwartungen und der ifo-Geschäftserwartungen: Eine Aktualisierung, ZEW Wachstums- und Konjunkturanalysen, Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW), Mannheim, Vol. 8, Iss. 2, pp. 5-7

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/125946>

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.

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 basierenden 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