



**Ein Factor Augmented
Stepwise Probit
Prognosemodell für den
ifo-Geschäftserwartungsindex**

Working Papers

Arbeitsberichte

Jörg Clostermann, Alexander Koch,
Andreas Rees, Franz Seitz



**Ein Factor Augmented
Stepwise Probit Prognosemodell
für den ifo-
Geschäftserwartungsindex**

Jörg Clostermann, Alexander Koch, Andreas
Rees, Franz Seitz

Arbeitsberichte
Working Papers

Heft Nr. 17 aus der Reihe
„Arbeitsberichte – Working Papers“
ISSN 1612-6483
Ingolstadt, im Dezember 2009

Ein Factor Augmented Stepwise Probit Prognosemodell für den ifo-Geschäftserwartungsindex

Jörg Clostermann*, Alexander Koch[#], Andreas Rees[#], Franz Seitz⁺

November 2009

[#]) UniCredit
Economics & Commodity Research
Arabellastr. 12
81925 München
Germany
andreas.rees@unicreditgroup.de
alexander.koch@unicreditgroup.de

^{*}) University of Applied Sciences
Ingolstadt
Esplanade 10
D- 85049 Ingolstadt
Germany
clostermann@fh-ingolstadt.de

⁺) University of Applied Sciences
Weiden, WSB Poznan
Hetzenrichter Weg 15
D-92637 Weiden
Germany
f.seitz@haw-aw.de

Abstract

Das vorliegende Papier schätzt auf Basis eines Probit-Modells die Wendepunkte des ifo-Geschäftserwartungsindex. Die übliche Vorgehensweise in der wissenschaftlichen Literatur wird um zwei Aspekte erweitert: Erstens werden zusätzlich zu einzelnen Variablen sogenannte Faktoren berücksichtigt, die vorab mittels einer Hauptkomponentenanalyse aus einem großen Datensatz extrahiert werden. Zweitens wird die Analyse nicht ex-ante auf einen theoriekonsistenten Variablensatz restringiert, sondern alle potentiell bedeutsamen Variablen werden in die Analyse mit einbezogen und mit Hilfe einer Stepwise-Forward-Prozedur selektiert. Die Ergebnisse zeigen, dass diese Erweiterungen bzw. Modifikationen die Prognoseperformance der üblichen Probit-Modelle erheblich verbessern. Die Analyse dokumentiert den dominanten Einfluss des Auslands auf die deutsche Konjunkturentwicklung. Darüber hinaus zeigen sich Anzeichen von Instabilitäten des Probit-Modells in den letzten fünf Jahren, gleichwohl der durch die Finanzmarktkrise bedingte Konjunkturerinbruch schon ab Mai 2007 im Prognosemodell erkennbar war. Zudem signalisiert das Modell schon seit Januar/Februar 2009, dass der durch die Finanzmarktkrise bedingte Konjunkturerinbruch im Verlauf des Jahres 2009 beendet sein wird.

JEL: C25, E32, E37,

Schlüsselwörter: Geschäftserwartungen, Probit-Modell, stepwise, Prognose

1. Einführung

Ein viel beachteter Frühindikator für die deutsche Konjunkturentwicklung ist der vom Münchner ifo-Institut publizierte ifo-Geschäftsklimaindex. Der ifo-Geschäftsklimaindex wird seit 1972 regelmäßig auf Monatsbasis veröffentlicht. Die Daten des Index werden durch Unternehmensbefragungen gewonnen. Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes, des Bauhauptgewerbes, des Großhandels und des Einzelhandels werden u.a. gebeten, ihre gegenwärtige Geschäftslage (Auswahlmöglichkeit: gut, befriedigend oder schlecht) und ihre Geschäftserwartungen für das kommende halbe Jahr (Auswahlmöglichkeit: günstiger, gleich bleibend oder ungünstiger) zu beurteilen. Rund 7000 Unternehmen, darunter auch Dax-Konzerne, nehmen an der Umfrage teil. Der Geschäftsklimaindex ergibt sich als geometrischer Mittelwert aus den Teilindizes „Geschäftslage“ und „Erwartungen“. Der Indexwert „Geschäftslage“ ergibt sich aus dem Saldo der Antworten zur gegenwärtigen Geschäftslage und entspricht der Differenz der Prozentanteile der Antworten „gut“ und „schlecht“, der Indexwert der „Geschäftserwartungen“ ist entsprechend die Differenz der Prozentanteile der Antworten „günstiger“ und „ungünstiger“. Schlussendlich wird der Gesamtindexwert auf den Durchschnitt des Jahres 2000 normiert.¹

Die in den folgenden Kapiteln durchgeführte Analyse bezieht sich auf den Teilindex „Geschäftserwartung“. Ihm werden gemeinhin sehr gute Vorlaufeigenschaften bezüglich der Konjunkturentwicklung attestiert.² Im Allgemeinen läuft er der Bruttoinlandsproduktentwicklung ein Quartal voraus.³ Da das Bruttoinlandsprodukt einem Publikationslag von 6 Wochen unterliegt und zudem immer wieder kräftig revidiert wird, verschafft somit der ifo-Geschäftserwartungsindex einen Informationsvorsprung von insgesamt 4-5 Monaten. Im Mittelpunkt des Interesses stehen dabei die Wendepunkte des Index, da diese neue Abschwung- bzw. Aufschwungphasen signalisieren. Gerade für Unternehmen, Banken und andere

¹Ifo-Institut (2009).

²Kunkel (2003)

³Deutsche Bundesbank (2006), Abberger und Nierhaus (2007). Eine Alternative zu den Geschäftserwartungen wären die Konjunkturerwartungen des ZEW, die auf Umfragen unter Finanzanalysten beruhen. Dabei konnte gezeigt werden, dass der ZEW-Indikator einen kurzfristigen Vorlauf gegenüber den ifo-Geschäftserwartungen besitzt. Für eine Zeitraum von drei bis zwölf Monaten besitzt ersterer zudem bessere Vorlaufeigenschaften für die deutsche Konjunktur, während bei einem kürzeren Prognosehorizont die ifo-Geschäftserwartungen besser abschneiden. Siehe dazu Hüfner und Schröder (2001).

Finanzmarktakteure ist es von enormer Bedeutung, frühzeitig zu wissen, ob ein Regimewechsel stattfinden wird, da Investitions- und Finanzierungs- sowie Produktionsentscheidungen rechtzeitig getroffen werden müssen bzw. signifikante Kursveränderungen bei Wechselkursen, Aktienkursen, Rohstoffpreisen usw. auslösen können.

2. Analyse

2.1 Probit-Methodik

Ein gängiges Verfahren zur Prognose von Wendepunkten ist die Probit-Methode.⁴ Sie basiert auf der rationalen Entscheidungs-/Nutzentheorie.⁵ Im Grunde ist dieses Verfahren eine Art Regressionsanalyse, wobei die abhängige Variable eine binäre Variable, d.h. eine (0,1)-Variable ist.⁶ In unserem Fall würde der Wert „0“ einen Abschwung, der Wert „1“ einen Aufschwung signalisieren. Ziel der Analyse ist es, zu beurteilen, mit welcher Wahrscheinlichkeit die Variable den Wert zu einem bestimmten Zeitpunkt wechselt.

Formal lässt sich das Probit-Verfahren folgendermaßen darstellen:

$$P_i = \Pr(Y_i = 1 | X_i, \beta) = \int_{-\infty}^{X_i' \beta} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-0,5u^2} du = \Phi(X_i', \beta),$$

P_i repräsentiert die Wahrscheinlichkeit, dass ein bestimmtes Ereignis (z.B. ein Aufschwung) stattfindet; $\Phi(\cdot)$ ist die Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung und wird auch als Probitfunktion bezeichnet; u sind die normalverteilten Residuen. X_i ist der Vektor der unabhängigen Variablen, hier in unserer Analyse die entscheidenden Variablen, die einen Aufschwung oder Abschwung einleiten.⁷ Die β -Koeffizienten der unabhängigen Variablen dieses nicht-linearen Schätzansatzes können nur iterativ ermittelt werden. Zur Schätzung dieser Koeffizienten bedienen wir

⁴ Eine flexible Alternative wäre ein Markov-Switching-Ansatz, vgl. dazu für den Fall Deutschlands Ivanova, Lahiri und Seitz (2000).

⁵ McFadden (1973).

⁶ Eine normale lineare Regression (OLS-Verfahren) ist im Falle von binären abhängigen Variablen nicht möglich. Zum einen würden die Residuen unangemessenen impliziten Restriktionen unterworfen, zum anderen würden die geschätzten Werte der abhängig binären Variablen nicht zwischen „0“ und „1“ liegen.

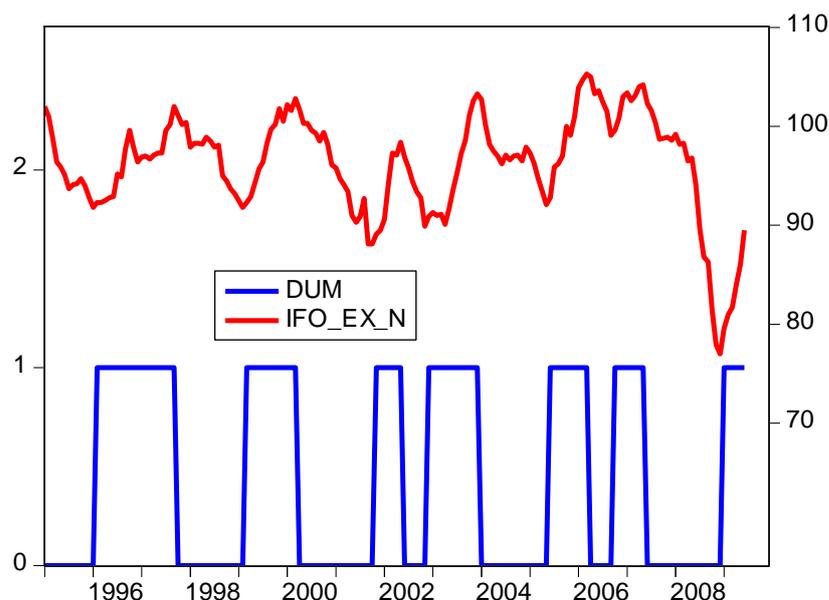
⁷ Zu einer ausführlicheren Darstellung des Probit-Modells siehe Gujarati (1995), 563 ff. Ein Logit-Modell ist ganz ähnlich aufgebaut, ersetzt allerdings die Standardnormalverteilung durch die Annahme einer logistischen Verteilung.

uns der Methode „Quadratic Hill Climbing“, die auf die Matrix der analytischen zweiten Ableitungen der Log Likelihood für die Iterationen und zur Berechnung der geschätzten Kovarianzmatrix der Koeffizienten zurückgreift.

2.2 Verwendete Daten

Ziel der Analyse ist die Erklärung bzw. Prognose der Wendepunkte des ifo-Geschäftserwartungsindex. Um die Gefahr von Strukturbrüchen und Regimewechseln bedingt z. B. durch die Ölpreisschocks in den siebziger Jahren und die deutsche Vereinigung zu reduzieren, wird der Stützzeitraum auf die Periode beginnend von Januar 1995 bis Juni 2009 begrenzt.

Abbildung 1: ifo-Geschäftserwartungsindex (=ifo_ex_n, rechte Skala) inklusive der dazugehörigen binären Variablen (=DUM, linke Skala)



In Abbildung 1 ist der ifo-Geschäftserwartungsindex inklusive der dazugehörigen binären Variablen dargestellt. Immer wenn sich der ifo-Geschäftserwartungsindex in einer Aufwärtsbewegung befindet, erhält die binäre Variable den Wert „1“, bei einer Abwärtsbewegung des ifo-Geschäftserwartungsindex entsprechend den Wert „0“. Die Transformation des ifo-Geschäftserwartungsindex in eine binäre Variable wurde auf Basis einer Umfrage unter Konjunkturforschern vorgenommen. Diese mussten aus heutiger Sicht – also ex post - festlegen, wo aus ihrer Sicht die damaligen konjunkturellen Wendepunkte des ifo-Geschäftserwartungsindex gelegen haben. Kurzfristige Schwankungen sollten bei diesem Prozess keinen Regimewechsel

anzeigen. Die Zeitpunkte, mit den meisten Nennungen, wurde dann als „offizielle“ Wendepunkte gewählt.⁸

Folgende unabhängige, erklärende Variablen auf Monatsbasis werden in der Analyse berücksichtigt:⁹

- Geschäftsbeurteilung verschiedener Sektoren (60)
- Geschäftserwartungen verschiedener Sektoren (65)
- Geschäftsklima-Indikatoren verschiedener Länder(gruppen) (25)
- Diverse Leading-Indikatoren verschiedener Länder(gruppen) (45)
- Produktionsindizes inkl. Branchenindizes (4)
- Auftragseingänge inkl. Subindizes in Deutschland (4)
- Exporte und Importe (Volumen, Mengen und Preise) (6)
- Verschiedene Geldmengendefinitionen (Deutschland, EWU) (5)
- Preisindizes: CPI, PPI, Rohstoffpreise (3)
- Aktienindizes (Deutschland, EWU, US) (6)
- Diverse Wechselkurse (effektiv, bilateral; inkl. Rohstoffländer)(12)
- Zinsen, Zinsstruktur (D, EWU, US) (9)
- Temperaturdaten, Baltic Dry Index (3)

In Klammern hinter den Variablen steht die Anzahl der Variablen in der jeweiligen Kategorie. Zusätzlich wird in der Analyse nicht nur der kontemporäre Niveauwert der Variable sondern auch Verzögerungen bis zu drei Monaten plus die jeweilige Differenz bzw. Wachstumsrate der Variable integriert. Insgesamt kommt man auf rund 2000 potenziell erklärende Variablen. Der Datensatz ist dabei so aufgebaut, dass Publikationslags mit berücksichtigt werden. Folglich stehen zum Zeitpunkt der Prognose alle Daten zur Verfügung. Die Exogenen müssen nicht gesondert prognostiziert werden.

2.3 Hauptkomponentenanalyse

Bei Analysen mit einem derartig großen Datensatz geht man in vielen Untersuchungen üblicher Weise den Weg, mit Hilfe einer Hauptkomponentenanalyse

⁸Diese Umfrage wurde von der Unicredit Research vorgenommen und ausgewertet.

⁹Alle Daten wurden von der Unicredit Research aufbereitet und zur Verfügung gestellt.

die Anzahl der Variablen zu verringern.¹⁰ Die Hauptkomponentenanalyse (Principal Component Analysis, PCA) ist ein Verfahren der multivariaten Statistik. Sie dient dazu, umfangreiche Datensätze zu strukturieren, zu vereinfachen und zu veranschaulichen, indem eine Vielzahl statistischer Variablen durch eine geringere Zahl möglichst aussagekräftiger Linearkombinationen (die „Hauptkomponenten“) genähert wird. Für folgende Variablengruppen wurde jeweils eine einzige Hauptkomponente gebildet:¹¹

- Geschäftsbeurteilung verschiedener Sektoren
- Geschäftserwartungen verschiedener Sektoren
- Geschäftsklima-Indikatoren verschiedener Länder(gruppen)
- Diverse Leading-Indikatoren verschiedener Länder(gruppen)
- Diverse Produktionsindizes verschiedener Länder(gruppen)

Anders als üblich wird in der folgenden Schätzung die Hauptkomponentenanalyse nicht nur zur Reduzierung des Datensatzes benutzt, sondern auch um weitere (aggregierte) Variablen zu gewinnen, deren Informationsgehalt vielleicht besser ist als die einer einzigen Zeitreihe.

2.4 Stepwise-Forward-Methodik

Eine Analyse mit der simultanen Berücksichtigung aller Variablen im Regressionsansatz ist aufgrund der zu geringen Anzahl von Freiheitsgraden methodisch nicht möglich. Die Entscheidung, welche Variablen letztendlich in das Modell zu integrieren sind bzw. welche „draußen“ bleiben, wird auf Basis der Stepwise-Forward-Methodik getroffen.¹² Die Stepwise-Forward-Methode nimmt als erste Variable die mit dem höchsten Erklärungsgehalt – gemessen z. B. am t-Wert der Variable – in die Schätzgleichung auf. Auch die Aufnahme jeder weiteren Variablen wird anhand des gleichen Entscheidungskriteriums ermittelt. Bevor jedoch eine weitere Variable aufgenommen wird, überprüft man vorher, ob die schon aufgenommenen Variablen statistisch signifikant bleiben. Wenn nicht, entfernt man

¹⁰ Siehe dazu stellvertretend Stock und Watson (2002).

¹¹ Die Schätzergebnisse rechtfertigten, nur von einer einzigen Hauptkomponente auszugehen. Zur Methodik siehe Johnson und Wichern (1992).

¹² Zur Stepwise-Methodik siehe Derksen und Keselman (1992).

die insignifikante Variable aus der Schätzgleichung, bevor weitere Variablen in den Schätzansatz aufgenommen werden.

Normalerweise integriert man gemäß diesem Verfahren so lange Variablen, wie diese statistisch signifikant sind. Allerdings würden bei dieser Vorgehensweise mit dem vorliegenden Datensatz Regressionsgleichungen mit 20 und mehr Regressoren produziert. Die Erfahrung zeigt, dass zwar der Erklärungsgehalt mit jeder zusätzlich statistisch signifikanten Variablen steigt, der Prognosefehler allerdings nicht unbedingt geringer wird. Aus diesem Grund wird nach jeder zusätzlich aufgenommenen Variablen das sogenannte Akaike-Kriterium berechnet. Das Akaike-Kriterium ist ein gängiges Maß dafür, ob sich die (In-Sample)-Prognosequalität durch eine zusätzliche aufgenommene Variable verbessert.

Im Vergleich zur normalen Stepwise-Prozedur wird noch eine zweite Modifikation vorgenommen. Die Stepwise-Methode prüft in der Regel nicht die Theoriekonsistenz der aufzunehmenden Variablen, d.h. ob die neu hinzukommende Variable das analog zur ökonomischen Theorie richtige Vorzeichen hat. Da die Erklärung der Wendepunkte des ifo-Index auf Basis rein ökonomischer Erklärungsfaktoren erfolgen soll, wird vor der Aufnahme einer neuen Variablen immer geprüft, ob das Vorzeichen stimmt.¹³

2.5 Empirische Ergebnisse

Unser Schätzzeitraum geht von Januar 1995 bis Juni 2009. Es wurde stets mit Konstante geschätzt. Mit dem oben skizzierten Prozedere erhält man den in Abbildung 2 dargestellten Schätzansatz. Der Anteil der durch die Schätzgleichung erklärten Streuung an der Gesamtstreuung – gemessen an Mc Fadden's R^2 - liegt bei 85%. Jede Variable ist hoch signifikant (Signifikanzniveau > 95%), wie in der Stepwise-Prozedur exogen vorgegeben.

¹³Die ökonomische Theorie liefert nicht immer eindeutige Aussagen bezüglich des Vorzeichens einer Variablen. So kann z.B. der Preis für Rohöl positiv oder negativ mit den Konjunkturschwankungen korrelieren. Steigende Ölpreise können durch Angebotsverknappung oder Nachfragesteigerung verursacht sein. Angebotsinduzierte Ölpreissteigerungen würde die Konjunktur tendenziell dämpfen, während nachfrageinduzierte Ölpreissteigerungen ein Indiz für ein positives Welt-Konjunkturklima sein können.

Abbildung 2: Ergebnisse für das Probit-Modell des ifo-Geschäftserwartungsindex

Abhängige Variable: Dummy, Sample: 1995/05 bis 2009/06	
Konstante	409,83*** (102,66)
DLOG(CLI_HGEW_N(-2))	340,28** (148,44)
LOG(IFO_EX_N(-4))	-96,26*** (24,13)
DLOG(IFO_EX_N)	171,44*** (49,83)
IK_US_N(-1)	1,83*** (0,52)
DLOG(EXR_NZL_N0,4)	24,51*** (8,50)
DLOG(EXR_AU_N(-4),0,4)	20,59** (8,40)
LOG(M1W_EU_N(-2))	5,98*** (1,750)
LOG(BRENT_N(-2))	3.20*** (0,97)
DLOG(IK_US_N(-1))	-1,62** (0,81)
McFadden R^2	0,85
Standardfehler	0,19
SSR	5,88

Standardfehler in Klammern; ***, **, * : Signifikanz auf 1%, 5% bzw. 10% Niveau; SSR: Summe der quadrierten Residuen; Beobachtungen gesamt: 170; Beobachtungen mit abhängiger Variable = 0: 93; Beobachtungen mit abhängiger Variable = 1: 77.

Folgende Variablen sind entscheidend für die Prognose der Konjunkturwendepunkte:

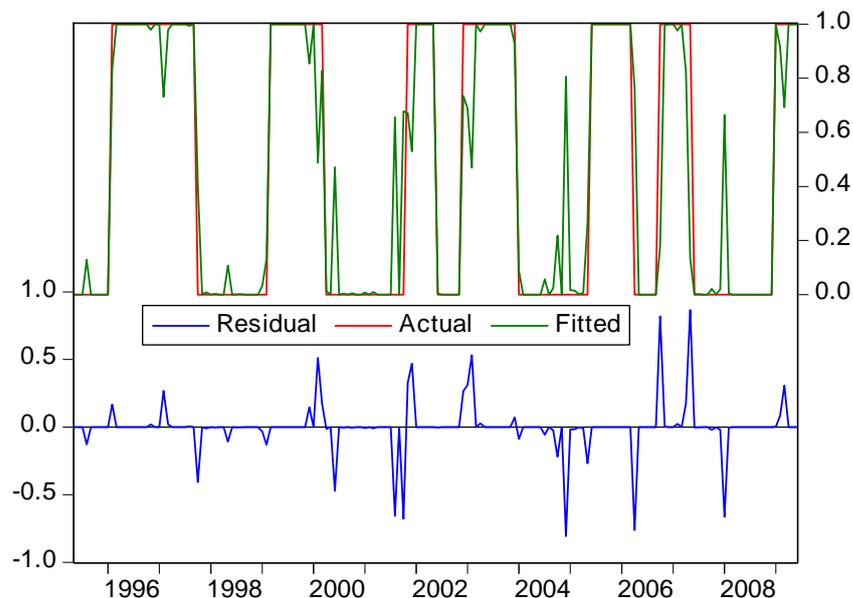
- Die um 2 Monate verzögerte Wachstumsrate eines handelsgewichteten Konjunkturklimaindex für Deutschland (=DLOG(CLI_HGEW_N(-2)))
- Der um 4 Monate verzögerte logarithmierte ifo-Geschäftserwartungsindex (=LOG(IFO_EX_N(-4)))
- Die kontemporäre Wachstumsrate des ifo-Geschäftsklimaindex (=DLOG(IFO_EX_N))
- Der um ein Monat verzögerte 3-Monatszins in den USA (=IK_US_N(-1))
- Die 4-monatige Veränderungsrate des realen effektiven Wechselkurses des Neuseeland-Dollar (=DLOG(EXR_NZL_N,0,4))
- Die 4-monatige, um 4 Monate verzögerte Veränderungsrate des realen effektiven Wechselkurse des australischen Dollar (=DLOG(EXR_AU_N(-4),0,4))

- Die um 2 Monate verzögerte, logarithmierte trendbereinigte Geldmenge M1 (=LOG(M1W_EU_N(-2)))
- Der um 2 Monate verzögerte, logarithmierte Preis für Brent-Öl (=LOG(BRENT_N(-2)))
- Die um 1 Monat verzögerte Veränderungsrate des 3-Monatszinses in den USA (=DLOG(IK_US_N(-1)))

In den endgültigen Ansatz gehen also Konjunkturindikatoren (Konjunktur- und Geschäftsklima), Finanzmarktvariablen (kurzfristiger US-Zins, reale Wechselkurse), Liquiditätsvariablen (das enge Geldmengenaggregat M1) und der Ölpreis ein. D.h. auch, es ist ein deutlicher Auslandseinfluss auf die Geschäftserwartungen feststellbar. Auf der anderen Seite taucht keiner der berechneten „Faktoren“ in der Schätzgleichung auf. Offensichtlich besitzen diese gegenüber den individuellen Variablen keinen Informationsvorsprung.

Wie aus der Residuenanalyse ersichtlich (siehe Abbildung 3) trifft das Modell die Wendepunkte sehr gut. Die meisten Residuen-Ausschläge liegen an den Regime-Rändern, d.h. das Modell wird um die Wendepunkte herum unruhig und signalisiert demnach, dass ein Regimewechsel in der Luft liegt.

Abbildung 3: Residuen des Probit-Modells



“Unschön“ sind allerdings die fehlerhaften Ausschläge in der Mitte der Abschwungphasen 2004/1-2005/6 und 2007/6-2008/12. Hier hätte der

Modellanwender irrtümlicherweise einen Regimewechsel vermutet, obwohl keiner stattfand (Fehler 2. Art).

Abbildung 4: Schätzgüte

Risiko-Dezile			Abh. Variable = 0		Abh. Variable = 1		Beobachtungen gesamt	H-L
Dezil	Min	Max	Tats.	Erw.	Tats.	Erw.		
1	0,00	0,00	17	17,00	0	0,00	17	0,00
2	0,00	0,00	17	17,00	0	0,00	17	0,00
3	0,00	0,00	17	17,00	0	0,00	17	0,00
4	0,00	0,00	17	16,97	0	0,03	17	0,03
5	0,01	0,13	16	16,18	1	0,82	17	0,04
6	0,18	0,76	8	7,70	9	9,30	17	0,02
7	0,81	1,00	1	1,12	16	1,88	17	0,01
8	1,00	1,00	0	0,00	17	1,00	17	0,00
9	1,00	1,00	0	0,00	17	1,00	17	0,00
10	1,00	1,00	0	0,00	17	17,00	17	n.v.
Gesamt			93	92,97	77	77,03	170	

H-L: Hosmer-Lemeshow-Teststatistik zu großen Unterschieden innerhalb der Dezile;

Die Modellgüte bzw. die Modellunsicherheit wird anhand Abbildung 4 nochmals veranschaulicht. In dieser Abbildung sind die insgesamt 170 Beobachtungen nach Dezilen unterteilt. Sind die prognostizierten Werte für die binäre Variable im 1.-5. bzw. im 7.-10. Dezil kann der Modellanwender nahezu perfekte Rückschlüsse ziehen, in welchem Regime – Aufschwung oder Abschwung – sich die Volkswirtschaft befindet. Seine Trefferquote liegt bei 99%. Die meisten Prognosefehler liegen im 6. Dezil. Würde der Modellanwender hier annehmen, dass ein prognostizierter Wert von größer als 0,5 einen Aufschwung bzw. ein Wert kleiner als 0,5 einen Abschwung signalisiert, würde er eine Trefferwahrscheinlichkeit von ca. 50% realisieren, d.h. er könnte im Grunde in diesem Dezil eine Münze werfen und danach entscheiden, welches Regime vorliegt. Dies unterstreicht auch Abbildung 5. Darin wird eine korrekte Einstufung anhand des Modells vorgenommen, wenn die prognostizierte Wahrscheinlichkeit unter dem Schwellenwert von 0,5 im Fall $y = 0$ bzw. über 0,5 im Falle $y = 1$ liegt. Man erkennt, dass in 94,7% der Fälle das Modell richtig prognostiziert. Im oberen rechten Teil der Abbildung steht zu Vergleichszwecken ein Modell mit einer konstanten Wahrscheinlichkeit, das sich ergibt, wenn man das Modell nur mit einer Konstanten schätzt. Am gesamten oberen Teil ist ersichtlich, dass unser präferiertes Modell insgesamt um 88,3% besser ist als das Modell mit konstanter Wahrscheinlichkeit, das 54,7% richtige Werte erzeugt.

Abbildung 5: Klassifikationstabelle

	Schätzgleichung			Konstante Wahrscheinlichkeit		
	Abh. = 0	Abh. = 1	Ges.	Abh. = 0	Abh. = 1	Ges.
P(Abh=1)≤C	88	4	92	93	77	170
P(Abh=1)>C	5	73	78	0	0	0
gesamt	93	77	170	93	77	170
korrekt	88	73	161	93	0	93
% korrekt	94,62	94,81	94,71	100	0	54,71
% falsch	5,38	5,19	5,29	0	100	45,29
ges. Verbes- serung	-5,38	94,81	40	-	-	-
% Verbes- serung	n.v.	94,81	88,31	-	-	-

cutoff C = 0,5; korrekt: prognostizierte Wahrscheinlichkeit $\leq C$ und tats. $y=0$ oder prognostizierte Wahrscheinlichkeit $> C$ und tats. $y=1$. ges. (%) Verbesserung: Modell im Vergleich zu Modell mit konstanter Wahrscheinlichkeit.

3. Zusammenfassung und Ausblick

Das vorliegende Papier schätzt auf Basis eines Probit-Modells die Wendepunkte des ifo-Geschäftserwartungsindex. Die übliche Vorgehensweise in der wissenschaftlichen Literatur wird um zwei Aspekte erweitert: Erstens werden zusätzlich zu einzelnen Variablen sogenannte Faktoren berücksichtigt, die vorab mittels Hauptkomponentenanalysetechniken aus einem großen Datensatz extrahiert werden. Zweitens wird die Analyse nicht auf einen theoriekonsistenten Variablensatz restringiert, sondern alle potentiell bedeutsamen Variablen werden in die Analyse mit einbezogen und mit Hilfe einer Stepwise-Forward-Prozedur selektiert. Die Ergebnisse zeigen, dass diese Erweiterungen bzw. Modifikationen die Prognoseperformance üblicher Probit-Modelle erheblich verbessern bzw. der unter Konjunkturforschern verbreiteten „Dreimal-Regel“ überlegen ist.¹⁴ Allerdings sind die aus einer Hauptkomponentenanalyse gewonnenen Faktoren den individuellen Variablen unterlegen und tauchen dem entsprechend in der präferierten Schätzgleichung nicht auf. Die Analyse dokumentiert den dominanten Einfluss des Auslands auf die deutsche Konjunkturentwicklung. Nahezu alle erklärenden Variablen sind Auslandsvariablen. Es lässt sich kein statistisch signifikanter Einfluss von Vermögenspreisen oder der Zinsstruktur auf Konjunkturwendepunkte

¹⁴Die „Dreimal-Regel“ schlägt vor, einen konjunkturellen Wendepunkt erst dann zu prognostizieren, wenn der ifo_index dreimal hintereinander in die neue Richtung weist. Siehe dazu Kunkel (2003).

nachweisen. Gerade der Zinsstruktur wird in der Literatur für viele Länder, darunter auch Deutschland, häufig gute prognostische Fähigkeiten für konjunkturelle Wendepunkte bescheinigt (siehe z. B. Ivanova et al., 2000). Darüber hinaus zeigen sich Anzeichen von Instabilitäten des Probit-Modells in den letzten fünf Jahren, gleichwohl der durch die Finanzmarktkrise verursachte Konjunkturunbruch schon im Mai 2007 prognostiziert wurde. Darüber hinaus signalisiert das Modell schon seit Januar/Februar 2009, dass der durch die Finanzmarktkrise bedingte Konjunkturunbruch im Verlauf des Jahres 2009 beendet sein wird.

Das Modell besitzt im 6. Dezil einen hohen Unschärfbereich. Weiterer Forschung bleibt es überlassen, die Prognoseperformance des Modells speziell in diesem Bereich zu verbessern durch z.B.

- eine Erweiterung des Datensatzes;
- eine Analyse, ob diese Fehler vornehmlich innerhalb des Regimes oder an Regimerändern stattfindet. Letzters wäre aus prognosetechnischer Sicht weniger problematisch;
- eine Analyse, ob die Prognosefehler in eher ruhigen oder unruhigen Zeiten stattfinden. Im letzten Fall wären Prognosefehler dem Modell eher „verzeihbar“.
- die Entwicklung weiterer Konjunkturwendepunktprognosemodelle und diese mit dem obigen Modell auf Basis eines „Combined Forecast“ zu verbinden.¹⁵

¹⁵Diebold (2006).

Literatur

Abberger, K. und W. Nierhaus (2007), Das ifo Geschäftsklima: Ein zuverlässiger Frühindikator der Konjunktur, ifo Schnelldienst 5/2007

Derksen, S. und H. J. Keselman (1992) : Backward, Forward and Stepwise Automated Subset Selection Algorithms: Frequency of Obtaining Authentic and Noise Variables, British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 45, 265–282.

Deutsche Bundesbank (2006): Wie robust ist der empirische Zusammenhang zwischen ifo Geschäftsklima und gesamtwirtschaftlicher Aktivität? Monatsbericht November 2006, 40-41.

Diebold, F. (2006): Elements of Forecasting, 4th edition, South Western Educ Pub.

Gujarati, D.N. (1995), Basic Econometrics, 3rd edition, McGraw-Hill.

Hüfner und Schröder (2001), Unternehmens- versus Analystenbefragungen – Zum Prognosegehalt von ifo-Geschäftserwartungen und ZEW-Konjunkturerwartungen, ZEW Discussion Paper 01-04, Februar.

Ifo-Institut (2009): Wie wird das ifo Geschäftsklima ermittelt?, http://www.cesifo-group.de/portal/page/portal/ifoHome/a-wininfo/d1index/10indexgsk/_indexgsk?item_link=erlaeut_gk.htm.

Kunkel, A. (2003): Prognosefähigkeit des ifo-Geschäftsklimas sowie die Überprüfung der „Dreimal-Regel“, ifo-Diskussionsbeiträge, Nr.80.

Ivanova, D., K. Lahiri und F. Seitz (2000), Interest rate spreads as predictors of German inflation and business, International Journal of Forecasting, 16, S. 39-58.

Johnson, R.A., and D.W. Wichern (1992): Applied Multivariate Statistical Analysis, Third Edition, Upper Saddle River, New Jersey: Prentice-Hall, Inc.

Kunkel, A. (2003): Prognosefähigkeit des ifo-Geschäftsklimas sowie die Überprüfung der „Dreimal-Regel“, ifo-Diskussionsbeiträge, Nr.80.

McFadden, D. (1973): Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behaviour, in P. Zarembka (Hg.), Frontiers in Econometrics, Academic Press.

Stock, J.H. und M.W. Watson (2002), Forecasting Using Principal Components from a Large Number of Predictors, Journal of the American Statistical Association, 97, 1167-1179.

Impressum

Herausgeber

Der Präsident der
Hochschule für angewandte
Wissenschaften FH Ingolstadt
Esplanade 10
85049 Ingolstadt
Telefon: 08 41 93 48 - 0
Fax: 08 41 93 48 - 200
E-Mail: info@haw-ingolstadt.de

Druck

Hausdruck
Die Beiträge aus der Reihe „Arbeitsberichte – Working Papers“ erscheinen in unregelmäßigen Abständen. Alle Rechte, insbesondere das Recht der Vervielfältigung und Verbreitung sowie der Übersetzung vorbehalten. Nachdruck, auch auszugsweise, ist gegen Quellenangabe gestattet, Belegexemplar erbeten.

Internet

Dieses Thema können Sie, ebenso wie die früheren Veröffentlichungen aus der Reihe „Arbeitsberichte – Working Papers“, unter der Adresse www.fh-ingolstadt.de nachlesen.

ISSN 1612-6483