

Indikatoren-Modelle zur Kurzfristprognose der Beschäftigung in Deutschland

Gaggermeier, Christian

Veröffentlichungsversion / Published Version

Forschungsbericht / research report

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:

SSG Sozialwissenschaften, USB Köln

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Gaggermeier, C. (2006). *Indikatoren-Modelle zur Kurzfristprognose der Beschäftigung in Deutschland*. (IAB Forschungsbericht : Aktuelle Ergebnisse aus der Projektarbeit des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 6/2006). Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesagentur für Arbeit (IAB). <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-322101>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

Indikatoren-Modelle zur Kurzfrist- prognose der Beschäftigung in Deutschland

Christian Gaggermeier

Indikatoren-Modelle zur Kurzfrist- prognose der Beschäftigung in Deutschland

Christian Gaggermeier (IAB)

Mit der Publikation von Forschungsberichten will das IAB der Fachöffentlichkeit Einblick in seine laufenden Arbeiten geben. Die Berichte sollen aber auch den Forscherinnen und Forschern einen unkomplizierten und raschen Zugang zum Markt verschaffen. Vor allem längere Zwischen- aber auch Endberichte aus der empirischen Projektarbeit bilden die Basis der Reihe, die den bisherigen „IAB-Werkstattbericht“ ablöst.

Inhaltsverzeichnis

| | |
|--|-----|
| Abstract | 4 |
| 1 Einführung | 5 |
| 2 Daten der Erwerbstätigkeit | 7 |
| 3 Autoregressive Modelle..... | 9 |
| 4 Reine Indikatoren-Modelle | 15 |
| 5 Erweiterte autoregressive Modelle..... | 32 |
| 6 Modelle für die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung | 38 |
| 6.1 Autoregressive Modelle..... | 40 |
| 6.2 Reine Indikatoren-Modelle für die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung | 45 |
| 6.3 Erweiterte autoregressive Modelle..... | 51 |
| 7 Praktische Anwendung in der kurzfristigen Arbeitsmarktprognostik ... | 56 |
| 8 Zusammenfassung und Forschungsperspektiven | 57 |
| Literatur..... | 59 |
| Anhang 1: Alternative AR-Spezifikationen für die Erwerbstätigenzahl | 62 |
| Anhang 2: Stabilitätstests..... | 64 |
| Anhang 4: AR-Modelle 2000/2004 | 75 |
| Anhang 5: Getestete Indikator-Variablen | 81 |
| Anhang 6: Graphen der Variablen in den Indikatoren-Modellen | 83 |
| Anhang 7: Residuen der reinen Indikatoren-Modelle..... | 87 |
| Anhang 8: Stabilitätstests der reinen Indikatoren-Modelle | 89 |
| Anhang 9: Erweiterte AR-Modelle | 100 |
| Anhang 10: Stabilitätstests der reinen AR-Modelle für die SVB..... | 109 |
| Anhang 11: AR-Modelle 2000/2004 für die SVB | 114 |
| Anhang 12: Stabilitätstests der reinen Indikatoren-Modelle für die SVB | 116 |
| Anhang 13: Erweiterte AR-Modelle für die SVB | 122 |

Abstract

In Deutschland wird die Zahl der Erwerbstätigen aus verschiedenen Datenquellen errechnet und steht erst mit zeitlicher Verzögerung zur Verfügung – bis vor kurzem erst etwa 70 Tage nach dem Ende des jeweiligen Monats. Um diese Lücke zu überbrücken und die Zahl der Erwerbstätigen bzw. der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten über einen Zeitraum von drei Monaten über den letzten verfügbaren Wert hinaus zu prognostizieren, habe ich Konjunkturindikatoren wie Geschäftserwartungen und Auftragseingänge sowie approximierende Variablen wie die Zahl der Arbeitslosen oder der Beitragszahler der Arbeitslosenversicherung zu Modellen kombiniert. Diese Indikatoren-Modelle können die Entwicklung der Beschäftigung durchaus erklären, allerdings nicht so gut, dass ihre Prognosegüte diejenige von autoregressiven Modellen erreichen würde. Die Prognosen von reinen autoregressiven Modellen können jedoch teilweise dadurch verbessert werden, dass man sie um Konjunkturindikatoren erweitert.

1 Einführung

Eine Prognose der kurzfristigen Beschäftigungsentwicklung liefert unverzichtbare Informationen für die Wirtschafts-, Beschäftigungs- und Arbeitsmarktpolitik. Aktuelle Daten werden benötigt, um die gegenwärtige Lage zu untersuchen und zu bewerten. In Deutschland sind zwar die Arbeitslosenzahlen der Bundesagentur für Arbeit nur wenige Tage nach dem Ende des Monats erhältlich. Aber die (vorläufigen¹) amtlichen Erwerbstätigenzahlen sind bis Anfang 2005 erst mit 70 Tagen Verzögerung veröffentlicht worden, weil sie aus einer Fülle verschiedener Datenquellen² errechnet werden müssen (siehe Statistisches Bundesamt 2006 und für Einzelheiten Fritsch/Lüken 2004).³ Die zeitliche Lücke zwischen der Verfügbarkeit der Arbeitslosenzahlen auf der einen Seite und der Erwerbstätigenzahlen auf der anderen Seite wird als empfindlicher Mangel empfunden, der eine zeitnahe Arbeitsmarktdiagnose erschwert.

Das Ziel dieser Arbeit ist es, Indikatoren-Modelle bereitzustellen, die Forscher und Politiker in die Lage versetzen, die Zahl der Erwerbstätigen bzw. der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten kurzfristig grob vorherzusagen und Wendepunkte in der Beschäftigungsentwicklung frühzeitig zu erkennen.

In der Literatur finden sich zahlreiche Indikatoren für das Bruttoinlandsprodukt, das ja in aller Regel als Maßstab für die Konjunktur genommen wird (vgl. z. B. Oppenländer 1995, Breitung/Jagodzinski 2001, Hufner/Schröder 2001 oder Benner/Meier 2004). Zur Vorhersage der Beschäftigung wurden dagegen noch kaum Indikatoren eingesetzt. So gibt es ein sehr einfaches Indikatoren-Modell von Morgan Stanley (2003), das lediglich die Summe der Reuters-Einkaufsmanager-Indizes für das Verarbeitende Gewerbe und das Dienstleistungsgewerbe sowie des ifo-Indexes der Beschäftigungserwartungen im Bauhauptgewerbe ist. Das ifo-Institut befragt Unternehmen in der „gewerblichen Wirtschaft“, d. h. im Verarbeiten-

¹ Die Daten werden noch mehrmals revidiert (vgl. Fritsch/Lüken 2004: 145).

² Insbesondere Beschäftigtenstatistik der Bundesagentur für Arbeit zur sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung, Personalstandstatistik für den öffentlichen Dienst, Mikrozensus und sektorspezifische „Großzählungen“; diese Daten werden monatlich fortgeschrieben (vgl. Fritsch/Lüken 2004).

³ Seit März 2005 beträgt die Verzögerung nur noch einen Monat.

den Gewerbe, im Bauhauptgewerbe sowie in Groß- und Einzelhandel, analog zur Geschäftsklima-Umfrage (s. u.), ob sie innerhalb der folgenden drei Monate einen Beschäftigungsauf- oder -abbau planen (vgl. Hott/Kunkel 2004). Abgesehen vom Verarbeitenden Gewerbe ab 1997 sind diese Umfragedaten aber nur separat für die genannten Sektoren und auch nur getrennt nach Ost- und Westdeutschland verfügbar und haben sich in meinen Untersuchungen als erklärende Variablen für die Gesamtbeschäftigung als weniger brauchbar erwiesen.

Ich habe in Anlehnung an den Ansatz von Morgan Stanley Konjunkturindikatoren wie den ifo-Index der Geschäftserwartungen und den Index der Auftragseingänge im Verarbeitenden Gewerbe sowie andere Variablen wie die Zahl der Arbeitslosen oder der Beitragszahler der Arbeitslosenversicherung aus einer Anzahl von mehr als 40 Variablen ausgewählt und zu einfachen linearen Modellen kombiniert. Diese Modelle habe ich vor allem hinsichtlich ihrer Stabilität und ihrer Prognosefähigkeit über einen Zeitraum von jeweils mehreren Jahren evaluiert und – als Referenz – mit autoregressiven Modellen, die die Erwerbstätigkeit nur mit ihrer eigenen Vergangenheit erklären, verglichen. Die Indikatoren-Modelle haben zwar Charme, da sie ökonomisch interpretierbar sind und schon mit wenigen Regressoren eine sehr passable Anpassung liefern, doch in der Prognose sind ihnen die autoregressiven Modelle deutlich überlegen. Daher habe ich versucht, die Vorteile beider Modelltypen zu vereinen, und habe autoregressive Modelle um Konjunkturindikatoren erweitert. Dies ist nur begrenzt möglich, weil statistisch bereits der größte Teil der Erwerbstätigkeits-Entwicklung durch sie selbst erklärt wird. Dennoch habe ich Modelle gefunden, die mit Hilfe von Konjunkturindikatoren die Prognosen der entsprechenden reinen autoregressiven Modelle im Durchschnitt mehrerer Jahre übertreffen.

Da die Erwerbstätigkeit insgesamt vor allem in den letzten Jahren von nicht konjunkturbedingten Sonderentwicklungen wie einer Zunahme von Selbständigkeit und geringfügiger Beschäftigung sowie von der SGB II-Arbeitsmarktreform Anfang 2005 geprägt war (vgl. Bach et al. 2004, 2005a und 2005b), habe ich die gleichen Ansätze auch bei der Prognose der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung getestet. Das Ergebnis ist nicht wesentlich anders als bei der gesamten Erwerbstätigkeit.

Der Beitrag ist folgendermaßen aufgebaut: Abschnitt 2 beschreibt die zu erklärende Entwicklung der Erwerbstätigkeit. Abschnitt 3 ist den reinen autoregressiven Modellen für die Erwerbstätigkeit gewidmet, Abschnitt 4 den reinen Indikatoren-Modellen und Abschnitt 5 den kombinierten Modellen. In Abschnitt 6 ist die Anwendung der alternativen Ansätze auf die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung dargestellt. Abschnitt 7 demonstriert die praktische Anwendung zweier ausgewählter Modelle für Prognosen am aktuellen Rand. Abschnitt 8 schließt mit einer kurzen Zusammenfassung und dem Aufzeigen von Forschungsperspektiven.

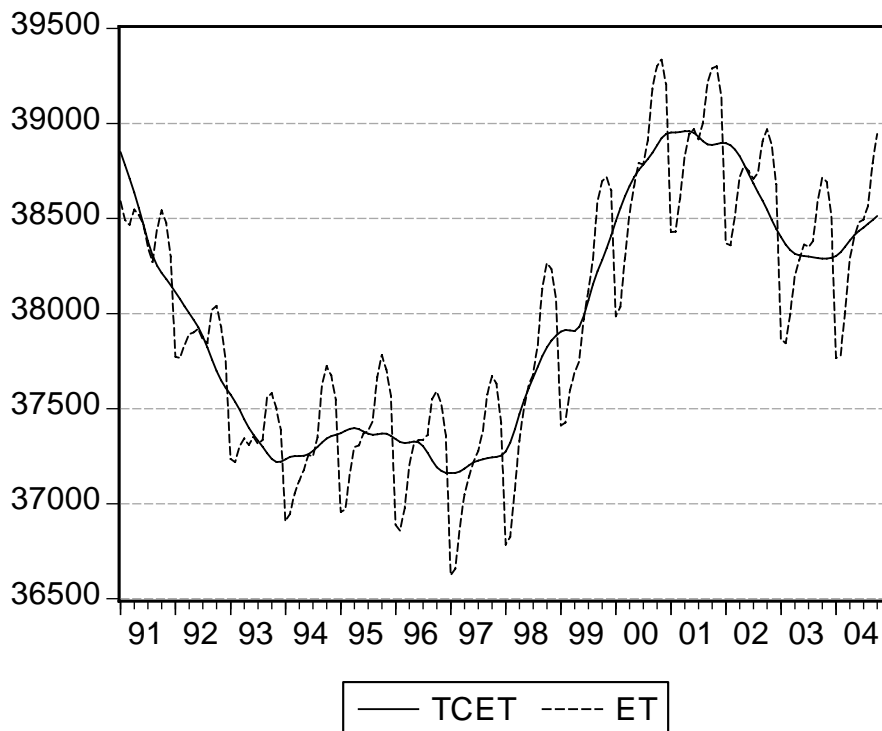
2 Daten der Erwerbstätigkeit

Für die Zahl der Erwerbstätigen⁴ in Gesamtdeutschland liegen ab Januar 1991 Monatsdaten des Statistischen Bundesamtes vor. Bereinigt man diese Zeitreihe um die Saisonkomponente und eine zufällige „Restkomponente“, erhält man eine „glatt“ verlaufende Zeitreihe, die konjunkturelle sowie andere mittel- und langfristige Einflüsse abbildet und die prognostiziert werden soll. Sie ist in Abbildung 1 zusammen mit der nicht bereinigten Reihe dargestellt.⁵ Beim Vergleich der Modelle habe ich mich zunächst auf den Informationsstand von Januar 2005 beschränkt, um sie nicht ständig aktualisieren zu müssen und um Probleme mit der SGB II-Arbeitsmarktreform zu umgehen. Daher endet die abgebildete Datenreihe im Oktober 2004.

⁴ „Zu den Erwerbstätigen in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen zählen alle Personen, die als Arbeitnehmer (Arbeiter, Angestellte, Beamte, geringfügig Beschäftigte, Soldaten) oder als Selbstständige beziehungsweise als mithelfende Familienangehörige eine auf wirtschaftlichen Erwerb gerichtete Tätigkeit ausüben, unabhängig vom Umfang dieser Tätigkeit. Hierbei wird das Personenkonzept zugrunde gelegt; dies bedeutet, dass Personen mit mehreren gleichzeitigen Beschäftigungsverhältnissen nur einmal mit ihrer Haupterwerbstätigkeit erfasst werden.“ (Statistisches Bundesamt 2006).

⁵ Der Bestandteil TC in der Variablenbezeichnung steht für „Trendkomponente“ (*trend component*). Die in dieser Arbeit stets betrachteten Trendkomponenten von Zeitreihen unterscheiden sich von den häufig auch verwendeten „saisonbereinigten“ Reihen darin, dass sie auch um die Restkomponente bereinigt sind und daher glatter verlaufen, siehe Kasten „Zur Saisonbereinigung“.

Abbildung 1: Glatte Komponente der Erwerbstätigenzahl (TCET) und Originalreihe (ET) (in Tsd. Personen)



Der starke Rückgang 1991 bis 1993 war im Wesentlichen eine Folge der Beschäftigungsanpassung in Ostdeutschland nach der deutschen Vereinigung. Der weitere Verlauf ist dagegen konjunkturell bedingt. Nach dem Boom Ende der neunziger Jahre mit einem starken Anstieg der Erwerbstätigenzahlen und der anschließenden wirtschaftlichen Schwächephase mit einem Rückgang ist im November 2003 die Beschäftigungsschwelle wieder überschritten worden. Die weitere Entwicklung, insbesondere ob sich der Anstieg fortsetzt, galt und gilt es vorherzusagen.

Zur Saisonbereinigung

Eine zeitlich geordnete Datenreihe (Zeitreihe) kann man auffassen als das Produkt einer „Trendkomponente“ („glatten Komponente“), einer Saisonkomponente und einer „Restkomponente“ („irregulären Komponente“). Die Saisonkomponente stellt die jährlich wiederkehrende Saisonfigur dar und die Restkomponente zufällige Schwankungen und „Ausreißer“. Separiert man Saison- und Restkomponente mit Hilfe eines Saisonbereinigungsverfahrens, erhält man die glatte Komponente, die den langfristigen Trend und den Konjunkturverlauf wiedergibt. Im Rahmen der Indikatoren-Modelle habe ich ausschließlich die glatten Komponenten aller Zeitreihen analysiert. Dazu habe ich die Ursprungsdaten mit Hilfe des vom

US-amerikanischen Bureau of Census entwickelten und auch vom Statistischen Bundesamt und der Bundesbank verwendeten Census-X-12-Verfahrens bereinigt, das die Ursprungsreihen durch wiederholtes Bilden von gleitenden Durchschnitten und den Ausschluss von Ausreißern gemäß bestimmter Kriterien glättet.

Auch die ifo-Daten, die nur saisonbereinigt, aber nicht bereinigt um die Restkomponente, erhältlich sind, habe ich durch nochmaliges Anwenden des X-12-Verfahrens zusätzlich um die Restkomponente bereinigt.

Der Stützzeitraum für die Saisonbereinigung ist jeweils der gesamte Zeitraum, für den die ursprünglichen Daten vorliegen, also von Januar 1991 bis zum aktuellen Rand.

3 Autoregressive Modelle

Das einfachste Modell, um Zeitreihendaten zu prognostizieren, ist ein „autoregressiver Prozess“ („AR-Prozess“), der eine Variable lediglich aus ihrer eigenen Vergangenheit heraus erklärt. Da Zeitreihen gewöhnlich stark autokorreliert sind, sind solche vergangenheitsbasierten AR-Prozesse bei der Prognose relativ erfolgreich und können hinsichtlich ihrer Prognosegüte als Maßstab für andere Modelle dienen.

Bei der Spezifikation eines autoregressiven Modells ist lediglich zu entscheiden, wie viele verzögerte Werte (Lags) man aufnehmen soll. Zum einen steigert eine höhere Zahl von Regressoren immer die Anpassung (das R^2) des Modells, zum anderen verringert sie aber die Präzision der Schätzung, d. h. sie vergrößert die Varianz der Parameterschätzungen. Ersteres verbessert die Prognosegüte tendenziell, letzteres verschlechtert sie. Bei der Modellauswahl helfen die „Informationskriterien“ von Akaike und Schwarz (vgl. z. B. Verbeek 2004: 285), die diesen Trade-off berücksichtigen. Ein Modell ist gemäß dem jeweiligen Kriterium einem anderen vorzuziehen, wenn jenes Kriterium für das Modell kleiner ist. Für das Schwarz-Kriterium, das die „Strafe“ für einen zusätzlichen Regressor höher gewichtet als das Akaike-Kriterium, spricht, dass es bei gegen unendlich gehender Zahl von Beobachtungen „fast sicher“ (Verbeek) das richtige Modell aussucht, wenn dieses in Wahrheit „relativ“ wenige Lags enthält. Da aber unendlich viele Kombinationen von Lags möglich sind, ist es nicht praktikabel, systematisch nach dem Modell mit dem niedrigsten Schwarz-

Kriterium zu suchen. Ich bin so vorgegangen: Zunächst habe ich für die Veränderungsrate der saisonbereinigten Erwerbstätigenzahl (DLOG(TCET)⁶) ein möglichst einfaches Modell geschätzt, das gerade so viele Verzögerungen enthält, wie erforderlich sind, um Autokorrelation mit den - etwa acht - kürzesten Lags und insbesondere mit dem ersten Lag aufzufangen⁷. Es resultierte das folgende Modell:

Tabelle 1: AR(6)-Prozess für die Erwerbstätigenzahl

Dependent Variable: DLOG(TCET)

Method: Least Squares

Sample: 1993M01 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | 5.12E-06 | 5.84E-06 | 0.876902 | 0.3821 |
| DLOG(TCET(-1)) | 2.955071 | 0.075046 | 39.37690 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-2)) | -3.962414 | 0.199802 | -19.83168 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-3)) | 2.964663 | 0.230953 | 12.83666 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-4)) | -1.070678 | 0.124937 | -8.569770 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-6)) | 0.097248 | 0.025496 | 3.814160 | 0.0002 |
| R-squared | 0.993833 | Akaike info criterion | -16.30506 | |
| Adjusted R-squared | 0.993607 | Schwarz criterion | -16.18017 | |
| Durbin-Watson stat | 1.932912 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

In den Residuen dieses Modells ist Autokorrelation höherer Ordnung signifikant, siehe Anhang „Alternative AR-Spezifikationen für die Erwerbstätigenzahl“.

Dann habe ich willkürlich einen höheren „Maximallag“ (den 15.) bestimmt, alle insignifikanten Verzögerung eliminiert und überprüft, ob in den Residuen der Schätzung keine Autokorrelation mehr signifikant ist. (Ist das der Fall, so geht man davon aus, dass die Störvariable der Schätzgleichung „weißes Rauschen“ ist, welches nicht durch die eigene Vergangenheit oder durch andere Variablen erklärt werden kann.)

⁶ DLOG(X) steht für Differenz der Logarithmen von X, welche (approximativ) die Veränderungsrate von X ist.

⁷ Die Vormonatsdifferenz von DLOG(TCET) gemäß Test ist stationär (vgl. den Abschnitt „Reine Indikatoren-Modelle“). Demnach ist die Störvariable aller autoregressiven Modelle in DLOG(TCET) ebenfalls stationär; es besteht nicht die Gefahr einer Scheinregression (siehe auch Verbeek 2004: 314 und Hamilton 1994: 561 f.). Eine I(1)-Variable ist nämlich immer mit ihren eigenen Vergangenheitswerten kointegriert.

Tabelle 2: AR(13)-Modell für die Erwerbstätigenzahl

Dependent Variable: DLOG(TCET)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1993M01 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | 4.54E-06 | 5.37E-06 | 0.845334 | 0.3994 |
| DLOG(TCET(-1)) | 2.969741 | 0.063457 | 46.79937 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-2)) | -3.933843 | 0.155230 | -25.34209 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-3)) | 2.829088 | 0.159544 | 17.73229 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-4)) | -0.923333 | 0.071386 | -12.93444 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-8)) | 0.088913 | 0.015624 | 5.690694 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-11)) | -0.307593 | 0.050319 | -6.112871 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-12)) | 0.483452 | 0.081049 | 5.964913 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-13)) | -0.225467 | 0.042630 | -5.288887 | 0.0000 |
| R-squared | 0.994916 | Akaike info criterion | -16.45576 | |
| Adjusted R-squared | 0.994610 | Schwarz criterion | -16.26842 | |
| Durbin-Watson stat | 2.070276 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Da aber offenbar immer noch Autokorrelation in den Residuen vorhanden war - siehe Anhang -, habe ich den höchsten Lag auf 18 gesetzt und ein weiteres Modell – ein AR(17)-Modell - geschätzt. Die Ergebnisse dieser Schätzung einschließlich der Tests auf Autokorrelation in ihren Residuen finden sich im Anhang. Es zeigt sich, dass das AR(13)-Modell vom Schwarz-Kriterium gegenüber dem AR(17)-Modell favorisiert wird und tatsächlich insgesamt die besseren Prognosen liefert, obwohl noch Autokorrelation in seinen Residuen signifikant war (ausgerechnet mit dem Vorjahresmonat, was kein Zufall sein dürfte).

Ich habe auf verschiedene Weise getestet, ob der gefundene Zusammenhang im vergangenen Zeitablauf stabil war, d. h. ob das Modell bei einer Verlängerung des Schätzzeitraums noch mit den neu hinzugekommenen Daten kompatibel war, mit anderen Worten: ob sich die Prognosen des Modells in der Vergangenheit als hinreichend zutreffend erwiesen. Die Stabilitätstests sind im Anhang „Zu den Stabilitätstests“ erläutert. Sie ergaben signifikante Instabilitäten in den autoregressiven Koeffizienten der AR-Modelle 1999 und davor, vgl. den Anhang „Stabilitätstests der reinen AR-Modelle“. Obwohl die Evidenz für Instabilität in den Modellen insge-

samt nicht sehr stark ist, habe ich die AR-Modelle basierend auf dem verkürzten Stützzeitraum 2000 bis 2004 erneut geschätzt. Diese Schätzungen bestätigen die Wahl der Modellspezifikationen in dem Sinne, dass dieselben Lags signifikant sind und dass die Residuen gemäß Korrelogramm - selbst beim AR(6)-Modell - keine signifikante Autokorrelation aufweisen. Vom Schwarz-Kriterium werden das AR(13)- und das AR(17)-Modell gleichermaßen dem AR(6)-Modell vorgezogen, siehe Anhang „AR-Modelle 2000/2004“. Dafür liegt nun so gut wie keine Evidenz für Instabilität mehr vor. Die geschätzten Koeffizienten unterscheiden sich etwas von denen des langen Stützzeitraums, doch die auf dem kurzen Stützzeitraum basierenden und speziell an dessen Daten angepassten Modelle liefern über die Jahre 2002 bis 2004 im Durchschnitt keine besseren Prognosen als die auf dem langen Stützzeitraum basierenden Modelle – im Gegenteil. Der Grund liegt vermutlich darin, dass im kürzeren Zeitraum die Koeffizienten der erklärenden Variablen ungenauer geschätzt werden; die (geschätzte) Varianz der Koeffizienten-Schätzungen ist größer.⁸ Daher betrachte ich die im Stützzeitraum 2000 bis 2004 angepassten Modelle nicht weiter.

Die Prognosegüte kommt in den durchschnittlichen quadrierten Prognosefehlern von Ex-ante-Prognosen zum Ausdruck – gemessen für verschiedene Stützzeiträume und unterschiedliche Prognosehorizonte. Um einen systematischen Vergleich der Modelle zu ermöglichen, habe ich diese rekursiv geschätzt – beginnend mit einem Stützzeitraum von 30 Monaten (Anfang 1993 bis Mitte 1995) und mit jeweils einem zusätzlichen Monat bis Oktober 2004 – und dann mit jeder geschätzten Gleichung die Erwerbstätigenzahl über 1, 2, 3, 4 und 5 Monate nach dem Ende des jeweiligen Stützzeitraums prognostiziert. Für jeden Prognosehorizont habe ich die Wurzel des mittleren quadrierten Prognosefehlers errechnet und davon schließlich den Durchschnitt aller Schätzungen gebildet:

$$\frac{1}{T-H-29} \sum_{t=30}^{T-H} \sqrt{\frac{1}{H} \sum_{h=1}^H \left(ET_{t+h} - \hat{ET}_{t+h|t} \right)^2} \quad \text{für } H = 1, 2, 3, 4, 5$$

Unter der Wurzel steht der mittlere quadratische Prognosefehler (Mean squared error) bei dem Prognosehorizont H und dem Informationsstand (d. h. dem jüngsten beobachteten Wert) t. T ist die zur Verfügung stehende Anzahl an Beobachtungen der Erwerbstätigenzahl. Die Schätzung des

⁸ Siehe Anhang „AR-Modelle 2000/2004“.

Modells wird T-H-29 Mal durchgeführt, weil der kürzeste Stützzeitraum 30 Monate umfasst und am Ende noch H Beobachtungen für die Berechnung der Prognosefehler übrig bleiben müssen. Tabelle 3 zeigt die Ergebnisse:

Tabelle 3: Root mean squared error (in 1.000 Personen) bei unterschiedlichen Prognosehorizonten für Ex-ante-Prognosen von Mitte 1995 bis zum aktuellen Rand

| Prognosehorizont | AR(6) | AR(13) | AR(17) |
|------------------|-------|--------|--------|
| 1 | 2.217 | 2.160 | 2.120 |
| 2 | 6.779 | 6.763 | 6.780 |
| 3 | 14.05 | 14.46 | 14.89 |
| 4 | 23.71 | 25.04 | 26.09 |
| 5 | 35.21 | 38.03 | 39.75 |

Ein Wert von 14.05 für die Drei-Monats-Prognosen des AR(6)-Modells beispielsweise bedeutet, dass dieses Modell im Durchschnitt aller seiner Prognosen von Mitte 1995 an die amtliche Erwerbstätigenzahl für den jeweils ersten, zweiten und dritten Monat, für den diese Zahl noch nicht verfügbar war, um etwa 14.000 Personen verfehlt hätte. Erstaunlicherweise liefert das einfachste Modell für die Prognosehorizonte 3, 4 und 5 im Durchschnitt die besten Prognosen, obwohl das Schwartz-Kriterium das mittlere und das Akaike-Kriterium sogar das umfangreichste Modell favorisiert. Allerdings sind die Unterschiede gering und die Reihenfolge kann sich ändern, wenn man den Zeitraum, über den man den Durchschnitt bildet, um einige Monate verkürzt oder verlängert. Generell scheint aber ein umfassenderes Modell desto eher bessere Prognosen zu liefern als ein weniger umfassendes Modell, je kürzer der Prognosehorizont ist: Bei der Prognose lediglich des ersten Monats nach dem Ende des Stützzeitraums sind die Prognosefehler der AR(17)-Modells in Schnitt am geringsten, bei der Prognose der ersten beiden Monate die des AR(13)-Modells und bei der Prognose der ersten drei, vier oder fünf Monate der des AR(6)-Modells. Das liegt sicher an der besseren Anpassung eines Modells mit mehr Regressoren an die tatsächliche Datenreihe innerhalb des Stützzeitraums. Bei längerfristigen Prognosen scheint sich dagegen die geringere Schärfe der Parameterschätzungen bei umfangreicheren Modellen bemerkbar zu machen.

Um die Güte der Prognosen in der jüngeren Vergangenheit zu vergleichen, habe ich den durchschnittlichen Root mean squared error über einen kür-

zeren Zeitraum, nämlich von Anfang 2000 bis zum aktuellen Rand berechnet. Die Ergebnisse dieser Berechnungen enthält Tabelle 4.

Tabelle 4: Root mean squared error (in 1000 Personen) bei unterschiedlichen Prognosehorizonten für Ex-ante-Prognosen ab Anfang 2000

| Prognosehorizont | AR(6) | AR(13) | AR(17) |
|------------------|-------|--------|--------|
| 1 | 1.834 | 1.677 | 1.632 |
| 2 | 5.662 | 5.130 | 5.202 |
| 3 | 11.69 | 10.89 | 11.38 |
| 4 | 19.89 | 18.79 | 19.92 |
| 5 | 29.75 | 28.71 | 30.56 |

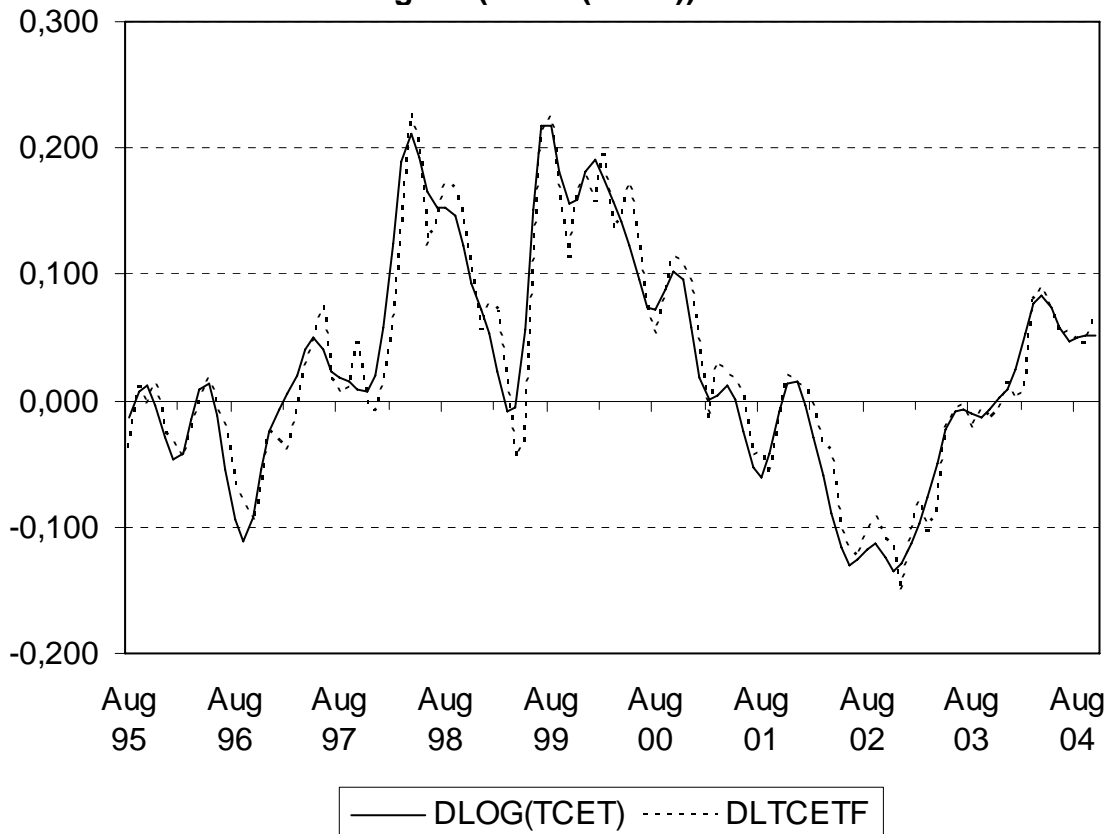
Nun sind die durchschnittlichen Prognosefehler deutlich geringer als über den längeren Zeitraum. Das mag daran liegen, dass der kürzere Zeitraum die „turbulenten“ und daher schwer prognostizierbaren Jahre 1998/99 nicht enthält. Das AR(6)-Modell ist für keinen der Prognosehorizonte mehr den beiden anderen Modell überlegen.

Der Vergleich von Informationskriterien und Prognosefehlern verdeutlicht die Schwierigkeit, das beste Prognosemodell auszuwählen. Da die Unterschiede zwischen den drei autoregressiven Modellen gering sind, präferiere ich das AR(6)-Modell. Es ist am einfachsten, hat für den gewünschten Drei-Monats-Horizont auf lange Sicht die besten Prognosen geliefert und lässt erwarten, dass es am ehesten mit exogenen Variablen ergänzt werden kann, um konjunkturelle Information in die Prognosen einfließen zu lassen.

Die autoregressiven Modelle basieren anders als die Indikatoren-Modelle (s. u.) ausschließlich auf der vergangenen Entwicklung der Erwerbstätigkeit und können keine „Schocks“ verarbeiten, die sich etwa in Auftragsengängen oder Geschäftserwartungen niederschlagen. Diese Vergangenheitsorientierung hat zudem den unerfreulichen Effekt, dass die Prognosen der tatsächlichen Entwicklung hinterherhinken, und zwar desto stärker, je weiter der Prognosehorizont ist. Somit werden auch konjunkturelle Wendepunkte systematisch zu spät prognostiziert. Das liegt daran, dass einfach Tendenzen fortgeschrieben werden: Steigt die Veränderungsrate der Erwerbstätigkeit (die abhängige Variable in der Schätzgleichung) am Ende des Stützzeitraums, dann wird für den Prognosezeitraum eine weitere Zunahme vorhergesagt. Konjunkturelle Information geht in die Prognose allenfalls insoweit ein, als sie aus der Vergangenheit ersichtlich ist. In Abbil-

dung 1 kann man diesen Effekt schön erkennen. Hier sind die tatsächlichen Veränderungsrate und die dazugehörigen Drei-Monats-Prognosen - also die Prognosen, welche drei Monate vorher erstellt worden sind - abgetragen.

Abbildung 2: Vergleich der Drei-Monats-Prognose des AR(6)-Modells (DLTCETF) mit der tatsächlichen Veränderungsrate der Erwerbstätigkeit (DLOG(TCET))



Die Kreuzkorrelation von Prognosen und Ist-Werten ist mit einem Koeffizienten von 0,932 bei einer Verzögerung von einem Monat am höchsten (gegenüber 0,925 bei einer Verzögerung von 2 Monaten und 0,853 bei einer Verzögerung von null).

4 Reine Indikatoren-Modelle

Um die Schwäche der autoregressiven Modelle zu vermeiden, dass ihre Prognosen auf der Vergangenheit basieren und deshalb der tatsächlichen Entwicklung hinterherhinken, habe ich Modelle gesucht, die ausschließlich aus Konjunkturindikatoren und anderen exogenen Variablen bestehen. Diese Größen haben entsprechend ihrer Auswahl folgende Vorteile:

- Ihre Werte sind monatlich und zeitnah verfügbar.
- Sie bilden den Konjunkturverlauf ab.

- Sie sind wenigstens teilweise „zukunftsorientiert“, d. h. man kann von ihnen nicht nur zeitreihenökonomisch, sondern unmittelbar ökonomisch auf die Zukunft schließen (wie z. B. von Auftragseingängen auf die künftige Produktion).

Insgesamt habe ich über 40 Variablen in unterschiedlicher zeitlicher Verschiebung und in verschiedenen Kombinationen auf ihre Prognosefähigkeit für die Erwerbstätigkeit getestet, darunter konjunkturelle Frühindikatoren, Lohn- und Preisvariablen und Arbeitsmarktgrößen. Die vollständige Liste der Variablen enthält der Anhang „Getestete Indikator-Variablen“. Ich habe die Zeitreihen aller Variablen mit dem Census-X-12-Verfahren (siehe Kasten „Zur Saisonbereinigung“ im Abschnitt 1) saisonbereinigt, um die glatten Komponenten in den Schätzungen zu verwenden.⁹

Es erwiesen sich, gemessen an der statistischen Signifikanz, folgende sechs Variablen als Bestandteile von Indikatoren-Modellen als am besten geeignet:

- Die Zahl der registrierten Arbeitslosen,
- die Zahl der Beitragszahler zur Arbeitslosenversicherung,
- der DAX (Monatsendstände),

⁹ Es wäre wünschenswert gewesen, mit nicht saisonbereinigten Daten zu arbeiten, denn um die saisonbereinigten Prognosen in nicht saisonbereinigte Werte umzurechnen, muss man ein deterministisches Saisonmuster annehmen. Für einen Teil der sieben beobachtbaren (Saison-)Frequenzen der Erwerbstätigkeits-Zeitreihe hat der Test von Beaulieu/Miron (1992) aber die Nullhypothese saisonaler Einheitswurzeln nicht abgelehnt. Dieser Test ist eine Verallgemeinerung des HEGY-Tests (Hylleberg/Engle/Granger/Yoo 1990) für Monatsdaten. Man muss also davon ausgehen, dass die Erwerbstätigenzahl auf bestimmten Frequenzen saisonal integriert ist, d. h. dass „Schocks“ auf die entsprechenden Frequenzen (die Erhöhung oder Verringerung ihrer Amplitude) auf Dauer erhalten bleiben, während sie bei einem deterministischen Saisonmuster die ansonsten gleich bleibenden Ausschläge nur vorübergehend verändern. Dasselbe gilt für die meisten der möglichen erklärenden Variablen. Um bei saisonaler Integration konsistente Schätzergebnisse zu erzielen, muss man entweder saisonale Kointegration finden (also langfristige Zusammenhänge zwischen den betreffenden Saisonfrequenzen der verschiedenen Variablen) oder die Daten so transformieren, dass die Einheitswurzeln eliminiert werden. Das erstere ist deshalb schwierig, weil die verschiedenen Variablen auf unterschiedlichen Frequenzen integriert sind, und das letztere führt dazu, dass keine brauchbare Korrelation zwischen den transformierten Variablen mehr gefunden wird, wenn man die Vorjahresdifferenz bildet, um die Einheitswurzeln auf allen Frequenzen zu eliminieren. Saisonbereinigte Zeitreihen können dagegen nur auf der „Nullfrequenz“ integriert sein. Diese Integration wird durch die Bildung der Vormonatsdifferenz beseitigt.

- der ifo-Index der Geschäftslagebeurteilung in der „gewerblichen Wirtschaft“¹⁰,
- der ifo-Index der Geschäftserwartungen in der „gewerblichen Wirtschaft“,
- der Index der Auftragseingänge im Verarbeitenden Gewerbe.

Arbeitslosen- und Beitragszahlerzahlen sind zwar nicht „zukunftsorientiert“ im oben erläuterten Sinn, doch sie sind zwei Monate eher erhältlich als die Erwerbstätigenzahlen. Insbesondere die Arbeitslosenzahlen verbessern die Anpassung des Modells (die Güte seiner Ex-Post-Prognose für den Stützzeitraum) erheblich, weshalb mir ihre Verwendung trotz konzeptioneller Probleme infolge von Änderungen in der Definition der Arbeitslosigkeit und bei der Strategie der Bundesagentur für Arbeit sinnvoll erschien.

Die natürlichen Logarithmen der glatten Komponenten der Datenreihen (bei Reihen mit negativen Werten die Niveaus) habe ich für den Zeitraum von Anfang 1993 bis zum aktuellen Rand auf Einheitswurzeln getestet, und zwar mit erweiterten Dickey-Fuller-Tests¹¹ und einer Laganzahl gemäß dem Akaike-Kriterium und einem maximalen Lag von 18 Monaten¹². Tabelle 5 zeigt die Ergebnisse für die sechs oben genannten Variablen.

¹⁰ „Das ifo Institut bittet monatlich ca. 7.000 Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes, des Bauhauptgewerbes, des Großhandels und des Einzelhandels, ihre gegenwärtige **Geschäftslage** zu beurteilen und ihre **Erwartungen** für die nächsten sechs Monate mitzuteilen. Die Unternehmen können ihre Lage mit "gut", "befriedigend" oder "schlecht" und ihre Geschäftserwartungen für die nächsten sechs Monaten als "günstiger", "gleich bleibend" oder "ungünstiger" kennzeichnen. Der **Saldowert** der gegenwärtigen Geschäftslage ist die Differenz der Prozentanteile der Antworten "gut" und "schlecht", der Saldowert der Erwartungen ist die Differenz der Prozentanteile der Antworten "günstiger" und "ungünstiger". Das **Geschäftsklima** ist ein transformierter Mittelwert aus den Salden der Geschäftslage und der Erwartungen.“ Cesifo (2005).

¹¹ Siehe den Kasten „Integration und Kointegration“.

¹² Das Schwarz-Kriterium lässt oft sehr viel weniger Lags zu als das Akaike-Kriterium, was dazu führt, dass gemäß dem Korrelogramm der Residuen der Testgleichung Autokorrelation meist noch hochsignifikant ist und dass die Nullhypothese der Instationarität manchmal in Widerspruch zum Akaike-Kriterium abgelehnt wird.

Tabelle 5: Integrationseigenschaften

| Variable | Integrationsgrad |
|---|------------------|
| Auftragseingänge im Verarbeitenden Gewerbe (TCAEVG) | 1 |
| Registrierte Arbeitslose (TCAL) | 2 |
| DAX (TCDAX) | 2 |
| Erwerbstätige (TCET) | 2 |
| ifo-Geschäftslagebeurteilungen (TCGBEURT) | 1 ¹³ |
| Ifo-Geschäftserwartungen (TCGERW) | 0 |
| Arbeitslosenversicherungspflichtige (TCBPBA ¹⁴) | 2 |

Anhand des Einheitswurzeltests wurden die Nullhypothesen, die Variablen seien um einen Grad niedriger integriert, nicht abgelehnt. Alle Variablen, die nicht signifikant stationär sind (außer die ifo-Geschäftslagebeurteilungen, welche stationär aussehen), habe ich einmal differenziert. Auf die Bildung zweiter Differenzen habe ich verzichtet, weil zwischen den daraus resultierenden Zeitreihen nicht genügend Korrelation für eine sinnvolle Schätzung vorhanden ist. Ich musste also vermutlich nicht-stationäre Variablen aufeinander regressieren, was die Gefahr von Scheinregressionen birgt, vgl. den Kasten „Integration und Kointegration“. Die Variablen in den Schätzgleichungen sind also zumeist erste Differenzen der Logarithmen, also (näherungsweise) die Veränderungsrate, der nicht transformierten Variablen. Im Anhang „Graphen der Variablen in den Indikatoren-Modellen“ findet man Diagramme dieser Regressoren.

Integration und Kointegration

Ein „**stochastischer Prozess**“ ist eine zeitlich geordnete Folge von Zufallsvariablen, und eine **Zeitreihe**, also eine zeitlich geordnete Folge von Daten, kann als realisierte Ausprägung eines stochastischen Prozesses angesehen werden. „**Stationär**“ sind ein stochastischer Prozess und eine Zeitreihe¹⁵, wenn sie konstante endliche „erste“ und „zweite Momente“ (das sind Mittelwert, Varianz und Autokovarianzen) haben. Das ist ge-

¹³ Die saisonbereinigte Reihe (glatte und irreguläre Komponente zusammen) ist signifikant stationär zum 10 %-Niveau.

¹⁴ TCBPBA steht für „Trendkomponente der Beitragspflichtigen der Bundesagentur für Arbeit“.

¹⁵ Im Folgenden spreche ich der Kürze halber nur noch von Zeitreihen; das Gesagte gilt analog aber auch für stochastische Prozesse.

geben, wenn eine Variable sich immer um einen festen Wert herum bewegt. Sehr viele ökonomische Größen wie etwa das BIP tun das freilich nicht. Diese nennt man dann „integriert“ (wie „Integral“, das ja nichts anderes ist als eine stetige Summe); eine Zeitreihe ist „**integriert**“ von der Ordnung 1 („I(1)“), wenn man durch die Bildung ihrer ersten Differenzen (bei unseren saisonbereinigten Monatsdaten wäre das die Differenz gegenüber dem jeweiligen Vormonat) eine stationäre Zeitreihe erhält. Mit anderen Worten: Eine I(1)-Zeitreihe ist die kumulierte Summe einer stationären Zeitreihe, nämlich ihrer Veränderungen. Erhält man durch Differenzenbildung eine I(1)-Zeitreihe, so ist die ursprüngliche Reihe „integriert von der Ordnung 2“ („I(2)“).

Eine solche kumulierte Summe von stationären Veränderungen hat die Eigenschaft, dass sie sich weder um einen festen Wert noch um einen linearen Trend herum bewegt, sondern dass sie über jeden beliebigen Wert hinausdriften kann. Sie folgt einem „**stochastischen Trend**“, wie man sagt. Ihre Varianz geht mit steigender Beobachtungszahl gegen unendlich.

Der Verlauf einer integrierten Variablen kann nicht per Regression mit dem Verlauf einer stationären Variablen erklärt werden und umgekehrt. Die beiden Seiten einer Regressionsgleichung müssen den gleichen höchsten Integrationsgrad haben. Ist beispielsweise die abhängige Variable I(1), dann muss auch mindestens ein Regressor I(1) sein, und kein Regressor darf von höherer Ordnung integriert sein.

Dies ist jedoch nur eine notwendige Bedingung für eine sinnvolle Regression einer integrierten Variablen. Es muss sich nämlich nicht nur irgendein stochastischer Trend in den Regressoren finden, sondern *derselbe* wie in den Werten der abhängigen Variablen; man spricht von einem „gemeinsamen stochastischen Trend“ integrierter Variablen, wenn es mindestens eine Linearkombination von diesen (Regressand und Regressoren) gibt, welche stationär ist. So eine Linearkombination heißt „**Kointegrationsbeziehung**“. Eine solche hofft man für aus ökonomischen Modellen abgeleitete Verhaltensgleichungen (im weiteren Sinne) zu finden. Sie kann dann als „langfristiges Gleichgewicht“ interpretiert werden, von dem nur stationäre („vorübergehende“) Abweichungen möglich sind.

Liegt aber keine Kointegrationsbeziehung zwischen den Variablen einer Regressionsgleichung vor, besteht die Gefahr einer „**Scheinregression**“:

Dann ist die geschätzte Linearkombination der Variablen instationär und ebenso die Störvariable (was ja dasselbe ist). Die Varianz der Störvariablen geht also mit wachsender Zahl von Beobachtungen gegen unendlich und folglich auch die Varianz der Parameterschätzungen, sodass diese nicht gegen die wahren Werte konvergieren. Ist man sich dessen nicht bewusst und misst die Schätzwerte standardmäßig an den kritischen Werten von t- und F-Verteilung, kann man Zusammenhänge signifikant finden, die in Wirklichkeit nicht existieren.

Um dieser Gefahr zu begegnen, ist es bei der Arbeit mit Zeitreihen wichtig, diese auf ihre Integrationseigenschaften zu testen und die Residuen einer Regression mit (vermutlich) integrierten Variablen auf ihre Stationarität zu überprüfen. Der gebräuchlichste Test¹⁶ hierzu ist der (um verzögerte Differenzen erweiterte) **Dickey-Fuller-Test**: Ein AR(p)-Modell in den Niveaus der Variablen y_t kann man leicht in folgende Testgleichung umrechnen:

$$\Delta y_t = \beta_0 + (\beta_1 + \dots + \beta_p - 1)y_{t-1} + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \gamma_{p-1} \Delta y_{t-(p-1)} + \varepsilon_t$$

Δ ist der Differenzen-Operator, die Betas sind die Koeffizienten der entsprechenden Lags in der AR(p)-Gleichung¹⁷, und die Gammas sind Funktionen der Betas. y_t ist stationär, wenn die Summe der Betas kleiner ist als 1 bzw. wenn der Koeffizient von y_{t-1} negativ ist, und instationär, wenn der Koeffizient von y_{t-1} null ist¹⁸. Dies wird unter der Nullhypothese der Instationarität mit einem t-Test getestet, wobei y_{t-1} unter der Nullhypothese instationär ist und der Schätzwert seines Koeffizienten nach der speziellen „Dickey-Fuller-Verteilung“ verteilt ist. y_t kann sowohl eine beobachtete Variable sein¹⁹ als auch das Residuum einer Schätzung. Ist y_{t-1} insignifikant, so muss man von Instationarität ausgehen und testen, ob

¹⁶ Stationaritätstests heißen „**Einheitswurzeltests**“, denn eine I(i)-Zeitreihe hat i „**Einheitswurzeln**“: Jeder autoregressive Prozess p-ter Ordnung lässt sich als vektorautoregressiver Prozess erster Ordnung schreiben; dessen Koeffizientenmatrix hat - als Lösung („Wurzel“) ihrer „charakteristischen Gleichung“ - genau dann i Eigenwerte von eins, wenn der AR(p)-Prozess integriert von der Ordnung i ist.

¹⁷ Wobei p zum Beispiel anhand von Informationskriterien zu bestimmen ist.

¹⁸ Bei einem positiven Koeffizienten würde die Zeitreihe explodieren.

¹⁹ Folgt die Variable offensichtlich einem Trend, so ist der Testgleichung noch ein linear (deterministischer) Trend hinzuzufügen, um die Gegenhypothese zuzulassen, dass die Variable sich um einen solchen linearen Trend herum bewegt (statt einem stochastischen Trend zu folgen).

Δy_t stationär ist. Um (fast) sicher zu vermeiden, auf eine Scheinregression hereinzufallen, kann man eine Zeitreihe so oft differenzieren, bis sie signifikant stationär ist. Allerdings geht bei fälschlicher Differenzenbildung Information (y_{t-1}) verloren, und Veränderungen oder Veränderungen von Veränderungen lassen sich oft nicht Ergebnis bringend aufeinander regressieren, wenn der Zusammenhang eigentlich zwischen den Niveauewerten von Variablen besteht. Siehe zum Beispiel Hassler (2003) oder Verbeek (2004) für eine intuitive und Hamilton (1994) für eine formale Darstellung der Materie.

Um zwecks präziser Parameterschätzungen einen möglichst langen Schätzzeitraum zu erhalten, aber gleichzeitig die erwähnte Sonderentwicklung in Ostdeutschland Anfang der Neunzigerjahre auszublenden, habe ich für die Schätzungen Daten von Januar 1993 bis in die Gegenwart herangezogen.

Das folgende Modell nutzt Information aus allen sechs oben genannten Größen, um die Veränderungsrate der Erwerbstätigenzahl zu erklären:

Tabelle 6: Modell 1

Dependent Variable: DLOG(TCET)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1993:01 2004:09

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | 0.000540 | 0.000142 | 3.793901 | 0.0002 |
| DLOG(TCAL(-1)) | -0.058532 | 0.009817 | -5.962175 | 0.0000 |
| DLOG(TCDAX(-1)) | 0.006627 | 0.001739 | 3.810573 | 0.0002 |
| DLOG(TCBPBA(-1)) | 0.125230 | 0.058259 | 2.149530 | 0.0334 |
| TCGBEURT(-1) | 3.53E-05 | 9.73E-06 | 3.629213 | 0.0004 |
| TCGERW(-1) | -5.70E-05 | 1.44E-05 | -3.945516 | 0.0001 |
| DLOG(TCAEVG(-3)) | 0.075406 | 0.017945 | 4.202044 | 0.0000 |
| R-squared | 0.817253 | Akaike info criterion | -12.90903 | |
| Adjusted R-squared | 0.809070 | Schwarz criterion | -12.76264 | |
| Durbin-Watson stat | 0.361864 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Es gehen hier die einen Monat zurückliegenden Veränderungsdaten von Arbeitslosenzahlen (DLOG(TCAL)), BA-Beitragszahlern (DLOG(TCBPBA))

und DAX (DLOG(TCDAX)) (auch jeweils die glatte Komponente), die um einen Monat zurückliegenden Geschäftslagebeurteilungen (TCGBEURT) und Geschäftserwartungen (TCGERW) sowie die um drei Monate zurückliegenden Auftragseingänge im Verarbeitenden Gewerbe (DLOG(TCAEVG)) ein.²⁰

Das Modell ist bewusst einfach gehalten: Zugunsten einer „griffigen“ Darstellung habe ich auf zusätzliche, weiter zurückliegende Werte der sechs erklärenden Variablen verzichtet, weil diese die Anpassung des Modells an die historischen Daten, also das R^2 , nur eher unwesentlich verbesserten. Die geschätzten Koeffizienten der erklärenden Variablen sind alle (meist hoch) signifikant von null verschieden, und ihre Vorzeichen sind mit einer Ausnahme alle ökonomisch plausibel. Diese Ausnahme sind die ifo-Geschäftserwartungen, die der Schätzung zufolge mit der Beschäftigung in einem negativen Zusammenhang zu stehen scheinen. Eine mögliche ökonomische Erklärung dafür wäre, dass die Unternehmer auf die bewusst vage gehaltenen Frage nach ihren Geschäftsaussichten ihren Gewinn im Sinn haben und bei einer Reduzierung ihrer Beschäftigtenzahl erwarten, dass dieser steigen werde; in diesem Fall wäre der Koeffizient verzerrt, weil es sich bei den Geschäftserwartungen um einen „endogenen Regressor“ handelte. Höchstwahrscheinlich aber ist das negative Vorzeichen ein statistisches Artefakt, das auf „Multikollinearität“ von Geschäftslagebeurteilung, Geschäftserwartungen und Auftragseingängen zurückzuführen ist, s. Kasten „Multikollinearität“ und Anhang „Graphen der Variablen in den Indikatoren-Modellen“. Keine dieser Möglichkeiten tut jedoch der Prognosefähigkeit des Modells einen Abbruch, und darauf kommt es letztlich an. Dass ein positives Absolutglied signifikant ist, ist kompatibel mit einer trendähnlichen Zunahme geringfügiger Beschäftigung.

Multikollinearität

Multikollinearität liegt vor, wenn eine Variable eine Linearkombination einer oder mehrerer anderer Variablen ist. Tatsächlich ist die Zeitreihe der Geschäftserwartungen *annähernd* ein Vielfaches der Zeitreihen von Geschäftslagebeurteilungen und Auftragseingängen, allerdings jeweils um

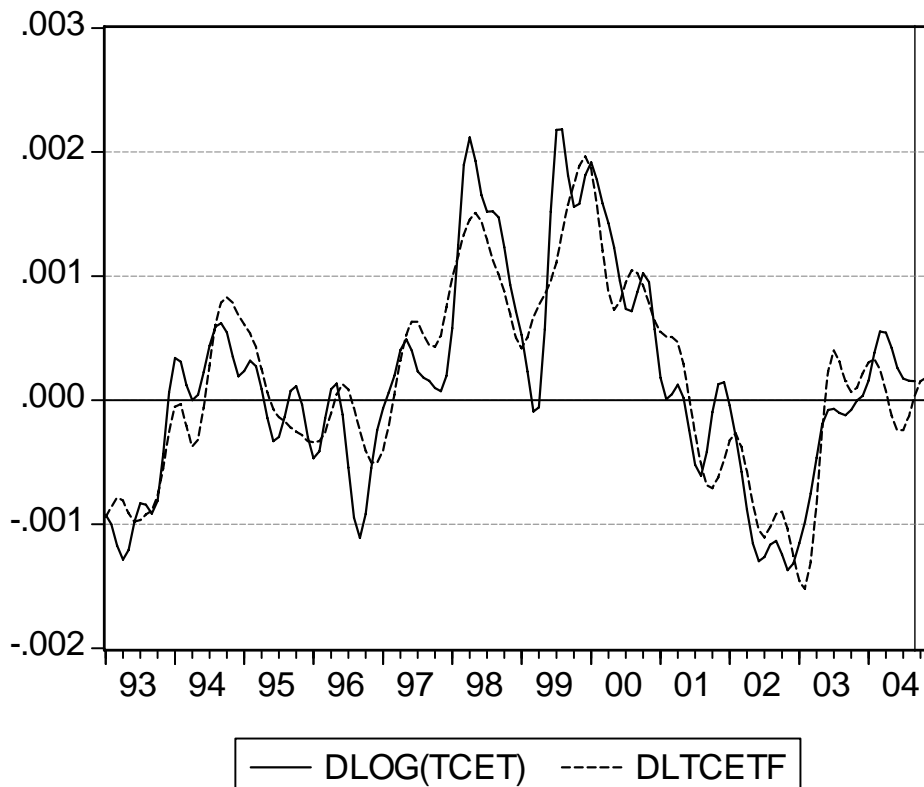
²⁰ Die Lags sind nach Signifikanz (t-Statistik) ausgewählt, berücksichtigend, dass eine Drei-Monats-Prognose möglich sein muss.

eine bestimmte Anzahl von Monaten *verschoben*. Während *exakte* Multikollinearität von nicht gegeneinander verschobenen Regressoren bedeutet, dass ihre Koeffizienten nicht geschätzt werden können, weil beliebige Linearkombinationen von ihnen „beobachtungsäquivalent“ sind, und *annähernde* Multikollinearität von *nicht gegeneinander verschobenen* Regressoren dazu führt, dass die Varianzen der Parameterschätzung sehr hoch geschätzt werden und die Koeffizienten der Regressoren im Test oft insignifikant sind, kann bei einem Fall wie dem hier vorliegenden der gleiche Effekt eintreten, wie wenn man als Regressoren verschiedene Verzögerungen der endogenen Variablen verwendet, nämlich dass deren Koeffizienten unterschiedliche Vorzeichen bekommen. Das Vorzeichen eines einzelnen Koeffizienten kann dann aber schlecht ökonomisch interpretiert werden.

Das Modell erklärt trotz seiner relativen Einfachheit 81 % der Varianz der Erwerbstätigen-Veränderungsrate, siehe auch Abbildung 3. Noch besser wäre das Modell angepasst, wenn man statt der verzögerten Werte von Arbeitslosenzahl etc. die gleichzeitigen Werte verwenden würde. Das aber hätte den Prognosehorizont von den gewünschten drei Monaten auf zwei Monate verkürzt.

Wegen der geringen Zahl von Regressoren sind die Residuen der Schätzung stark autokorreliert, wie man an der Durbin-Watson-Statistik ablesen kann. Deshalb ist die Kleinstquadrat-Schätzung nicht die lineare unverzerrte Schätzung mit der geringsten möglichen Varianz; die Koeffizienten sind aber auch unter Berücksichtigung dieser Tatsache durch Varianzschätzungen nach Newey und West (1987) noch signifikant. Die Residuen der Schätzung sind nach einem Dickey-Fuller-Test mit einer Anzahl von verzögerten Differenzen gemäß dem Akaike-Kriterium zum 7 %-Niveau signifikant stationär und sehen auch stationär aus, siehe Anhang „Residuen der reinen Indikatoren-Modelle“. Es handelt sich also wohl nicht um eine Scheinregression.

Die durchgezogene Linie in Abbildung 3 ist die Veränderungsrate der glatten Komponente der amtlichen Erwerbstätigenzahlen gegenüber dem jeweiligen Vormonat, und die gestrichelte Linie stellt die Prognose (DLTCETF) dar, für den Schätzzeitraum und – hinter dem senkrechten Strich – für den Zeitraum danach.

Abbildung 3: Anpassung und Prognose von Modell 1

Wie sich herausgestellt hat, lassen sich auch Teilmengen der sechs hier verwendeten Variablen in verschiedener Weise zu Prognosemodellen kombinieren, die noch einfacher sind und trotzdem eine immer noch gute Anpassung an die Erwerbstätigendaten liefern. Eines davon ist das folgende Modell 2:

Tabelle 7: Modell 2

Dependent Variable: DLOG(TCET)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1993:01 2004:09

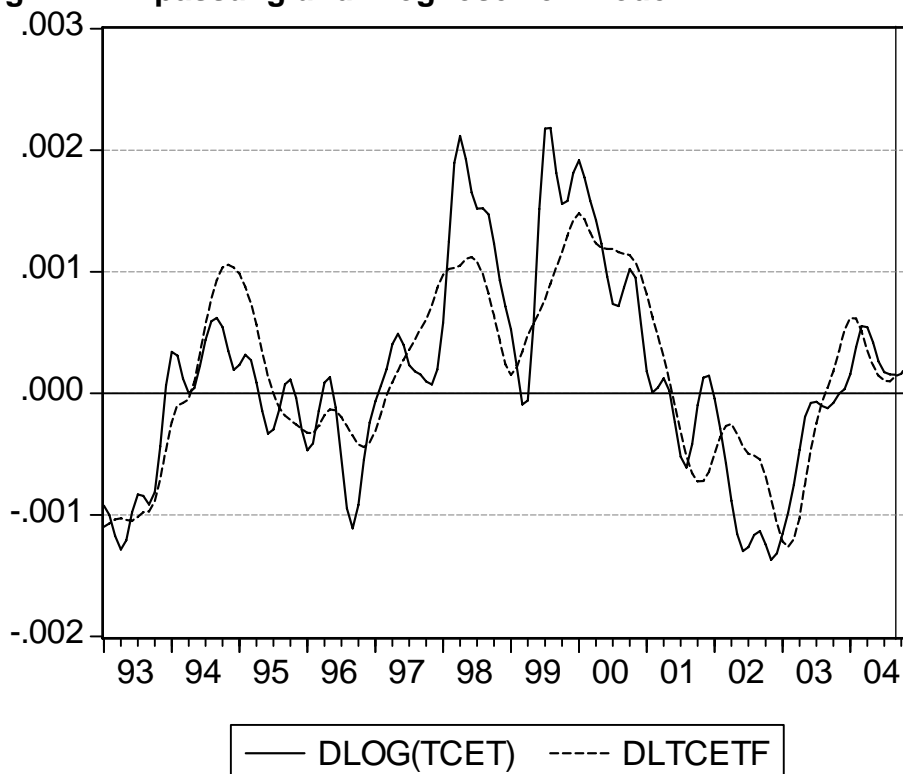
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | 0.000889 | 0.000168 | 5.292817 | 0.0000 |
| DLOG(TCAL(-1)) | -0.036952 | 0.011978 | -3.085063 | 0.0025 |
| DLOG(TCAEVG(-2)) | 0.061542 | 0.016164 | 3.807397 | 0.0002 |
| TCGBEURT(-3) | 4.11E-05 | 9.24E-06 | 4.442545 | 0.0000 |
| R-squared | 0.713553 | Akaike info criterion | -12.50213 | |
| Adjusted R-squared | 0.707280 | Schwarz criterion | -12.41848 | |
| Durbin-Watson stat | 0.235928 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Dieses Modell verzichtet auf die Geschäftserwartungen mit ihrem unplausiblen negativen Koeffizienten, auf den DAX und auf die Beitragspflichtigen, gegen die spricht, dass die Entwicklung der Erwerbstätigkeit im Moment stärker als früher von den Selbständigen und mithelfenden Familienangehörigen sowie von den geringfügig Beschäftigten beeinflusst wird. Bei den erklärenden Variablen gibt es gegenüber Modell 1 leichte Veränderungen in der Lag-Struktur. Das ist aber nicht von Bedeutung, da ohnehin die Daten von mehr als nur einem Vormonat Erklärungskraft haben und dieser Beitrag von unterschiedlich weit zurückliegenden *einzelnen* Monatswerten „geleistet“ werden kann.

Die Residuen von Modell 2 sind nur zum 11 %-Signifikanzniveau stationär. Allerdings sehen sie durchaus stationär aus, siehe Anhang „Residuen der reinen Indikatoren-Modelle“.

Abbildung 4: Anpassung und Prognose von Modell 2



Wie bei den AR-Modellen habe ich auch die reinen Indikatoren-Modelle auf Stabilität getestet (zum Vorgehen siehe den Kasten „Zu den Stabilitätstests“ im Abschnitt „Autoregressive Modelle“). Zumindest von 1999, als die Revision der geringfügigen Beschäftigung durch das Statistische Bundesamt stattgefunden hat, bis zum Ende des betrachteten Zeitraums sind beide Modelle gemäß den durchgeführten Tests im obigen Sinne sehr stabil. Die geschätzten Koeffizienten änderten sich seitdem nicht mehr signifi-

fikant. Dies ließ darauf hoffen, dass die Modelle – zumindest bereinigt um die SGB-Arbeitsmarktreform 2005 – auch weiterhin für die Prognose brauchbar sein würden. Andererseits erkennt man besonders an den rekursiv geschätzten Koeffizientenwerten einen massiven Strukturbruch im Januar 1998 und einen kleineren im Mai 1999. Zu Einzelheiten siehe Anhang „Stabilitätstests der reinen Indikatoren-Modelle“, insbesondere Abbildung 41. Der Grund für die Strukturbrüche liegt - jedenfalls technisch - wohl im Verlauf der Erwerbstätigenzahl: Genau in den beiden betreffenden Monaten zieht die Veränderungsrate der saisonbereinigten Zahl stark an²¹, während bei den erklärenden Variablen Brüche weder sichtbar noch begründbar sind. Der Bruch in der Erwerbstätigenreihe im Mai 1999 könnte mit der im April jenes Jahres eingeführten Erhebung der Zahl der geringfügig Beschäftigten zu tun haben.

Die Instabilitäten 1998/99 sind viel deutlicher als bei den AR-Modellen und ließen es angemessen erscheinen, die Modelle über den Stützzeitraum 2000 bis 2004 erneut zu schätzen.

Verkürzt man den Stützzeitraum in der Weise, so werden vier der sechs erklärenden Variablen insignifikant. Nur die Geschäftslagebeurteilung und der DAX bleiben übrig.

Tabelle 8: Modell 3

Dependent Variable: DLOG(TCET)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2000M01 2004M09

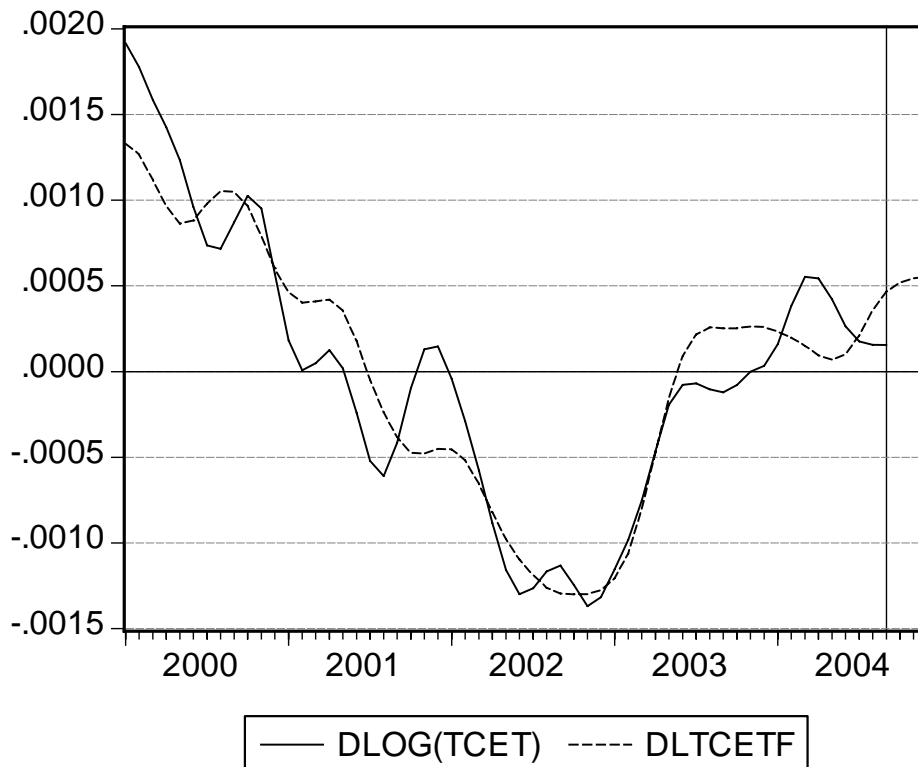
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | 0.001198 | 0.000153 | 7.814981 | 0.0000 |
| DLOG(TCDAX(-1)) | 0.009393 | 0.001876 | 5.005997 | 0.0000 |
| TCGBEURT(-1) | 5.40E-05 | 5.97E-06 | 9.046087 | 0.0000 |
| R-squared | 0.862560 | Akaike info criterion | -13.29614 | |
| Adjusted R-squared | 0.857470 | Schwarz criterion | -13.18861 | |
| Durbin-Watson stat | 0.258076 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

²¹ Das gilt übrigens auch für die vom Statistischen Bundesamt saisonbereinigte Reihe (einschließlich irregulärer Komponente).

Die Anpassung von Modell 3 an die Daten über diesen kurzen Zeitraum ist deutlich besser als die Anpassung der Modelle 1 und 2 über den langen Zeitraum, obwohl es nur zwei Variablen enthält.

Abbildung 5: Anpassung und Prognose von Modell 3



Diese Anpassung kann man noch verbessern, wenn man zusätzlich die ifo-Geschäftserwartungen und die ZEW-Konjunkturerwartungen²² (ebenfalls glatte Komponente) als Regressoren aufnimmt, allerdings wieder um den Preis, dass der Koeffizient der Geschäftserwartungen negativ ist.

²² „An der Umfrage beteiligen sich bis zu 350 Finanzexperten. Der Indikator gibt die Differenz der positiven und negativen Erwartungen für die künftige Wirtschaftsentwicklung (auf Sicht von sechs Monaten) in Deutschland wieder... Beispiel: Sind 30 Prozent der Umfrageteilnehmer der Meinung, die wirtschaftliche Lage wird sich verbessern und 40 Prozent sind der Ansicht, sie wird sich verschlechtern, so ergibt sich ein Saldo für die Konjunkturerwartungen von -10.“ (ZEW 2005).
Gemäß Dickey-Fuller-Test sind die ZEW-Konjunkturerwartungen signifikant stationär.

Tabelle 9: Modell 4

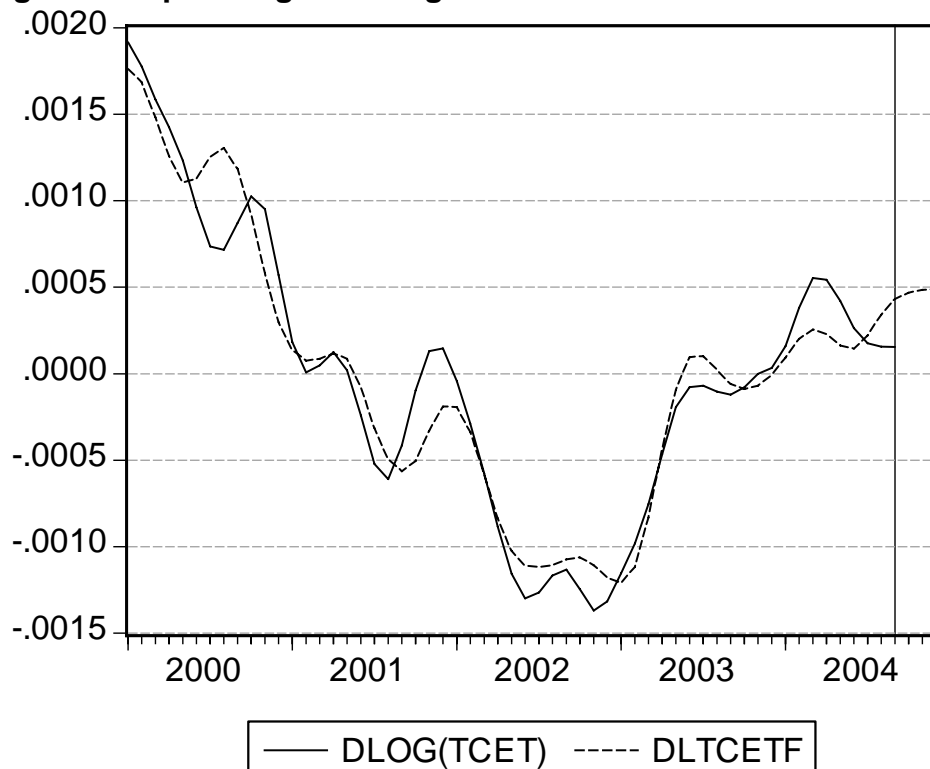
Dependent Variable: DLOG(TCET)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2000M01 2004M09

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | 0.000455 | 0.000133 | 3.428279 | 0.0012 |
| DLOG(TCDAX(-1)) | 0.010359 | 0.001054 | 9.824654 | 0.0000 |
| TCGBEURT(-1) | 6.87E-05 | 6.88E-06 | 9.990892 | 0.0000 |
| TCGERW(-1) | -6.14E-05 | 1.75E-05 | -3.510364 | 0.0009 |
| TCKERW(-2) | 1.76E-05 | 3.70E-06 | 4.754048 | 0.0000 |
| R-squared | 0.933955 | Akaike info criterion | -13.95881 | |
| Adjusted R-squared | 0.928874 | Schwarz criterion | -13.77960 | |
| Durbin-Watson stat | 0.451741 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Abbildung 6: Anpassung und Prognose von Modell 4

Es sieht also so aus, als könnte man die Entwicklung der Erwerbstätigkeit in den Jahren 2000 bis 2005 besser konjunkturell erklären als über den Gesamtzeitraum 1993 bis 2005: Man braucht nicht auf die Proxy-Variablen Arbeitslose und Arbeitslosenversicherungs-Beitragszahler zu-

rückgreifen und erhält dennoch eine bessere Anpassung der Modelle²³. Dies dürfte allerdings wenigstens teilweise auf den relativ „unkomplizierten“ Verlauf der zu erklärenden Reihe im betreffenden Zeitraum zurückzuführen sein – im Wesentlichen zunächst ein Rückgang und zuletzt wieder ein Ansteigen der Veränderungsrate der Erwerbstätigenzahl.

Die Residuen der Modelle 3 und 4 sind beide hoch signifikant stationär. Leider zeigen Stabilitätstests (siehe Anhang) für Modell 3 Instabilitäten im Jahr 2003, insbesondere eine Verkleinerung des geschätzten DAX-Koeffizienten, wenn auch bei Weitem nicht so deutlich wie 1998/99 bei der Schätzung auf Grundlage des Gesamtzeitraums.

Für Modell 4 weisen Ein-Schritt- und Chow-Prognosetest eine Instabilität Anfang 2002 (also ziemlich zu Beginn des Beobachtungszeitraums) aus. Diese wird von einem Vorzeichentausch der Koeffizienten von Geschäftserwartungen einerseits und Konjunkturerwartungen und Geschäftslagebeurteilungen andererseits verursacht, zurückzuführen auf eine hohe Kollinearität besonders von Geschäftserwartungen und Konjunkturerwartungen (mit einem Korrelationskoeffizienten von 82 Prozent, siehe auch Anhang „Graphen der Variablen in den Indikatoren-Modellen“).

Das Problem der Multikollinearität und des/der damit verbundenen negativen Koeffizienten spricht sicherlich gegen die Modelle 1 und 4. Für sie spricht ihre bessere Anpassung. Letztendlich aber kommt es auf die Prognosegüte an.

Tabelle 10, Tabelle 11 und Tabelle 12 zeigen für die reinen Indikatoren-Modelle 1 und 2 sowie zum Vergleich für das reine AR(6)-Modell die Wurzeln der mittleren quadratischen Prognosefehler, jeweils im Durchschnitt über rekursiv durchgeführte Schätzungen und Prognosen, wie im Abschnitt über die reinen AR-Modelle. In Tabelle 13 ist dasselbe für die Modelle 3 und 4 dargestellt.

²³ Dieser Befund wird unterstützt von der (eigenen) Beobachtung, dass im Zeitraum 2000 bis 2005 80 Prozent der Variation in der Veränderungsrate der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung (Quartalsdaten) von der zyklischen Komponente des Bruttoinlandsproduktes (Hodrick-Prescott-Zerlegung) erklärt wird, während es von 1993 bis 2005 insgesamt nur 36 Prozent sind.

Tabelle 10: Root mean squared error (in 1.000 Personen) bei unterschiedlichen Prognosehorizonte für Prognosen von Mitte 1995 bis zum aktuellen Rand

| Prognosehorizont ²⁴ | Modell 1 | Modell 2 | AR(6) |
|--------------------------------|----------|----------|-------|
| 1 | 13.28 | 15.32 | 2.217 |
| 2 | 22.10 | 24.73 | 6.779 |
| 3 | 30.80 | 33.89 | 14.05 |
| 4 | 38.98 | 42.87 | 23.71 |
| 5 | 46.37 | 51.44 | 35.21 |

Tabelle 11: Root mean squared error (in 1.000 Personen) bei unterschiedlichen Prognosehorizonte für Prognosen ab Anfang 2000

| Prognosehorizont | Modell 1 | Modell 2 | AR(6) |
|------------------|----------|----------|-------|
| 1 | 11.84 | 13.75 | 1.834 |
| 2 | 18.89 | 22.09 | 5.662 |
| 3 | 25.66 | 30.51 | 11.69 |
| 4 | 31.71 | 38.92 | 19.89 |
| 5 | 36.89 | 47.10 | 29.75 |

Tabelle 12: Root mean squared error (in 1.000 Personen) bei unterschiedlichen Prognosehorizonten für Prognosen ab Anfang 2002

| Prognosehorizont | Modell 1 | Modell 2 | AR(6) |
|------------------|----------|----------|-------|
| 1 | 12.26 | 15.47 | 1.665 |
| 2 | 19.93 | 24.97 | 5.224 |
| 3 | 27.38 | 34.96 | 10.73 |
| 4 | 34.26 | 45.19 | 18.28 |
| 5 | 40.35 | 55.10 | 27.59 |

Tabelle 13: Root mean squared error (in 1.000 Personen) bei unterschiedlichen Prognosehorizonten für Prognosen ab Anfang 2002 und dem verkürzten Stützzeitraum 2000 bis 2004

| Prognosehorizont | Modell 3 | Modell 4 | AR(6) |
|------------------|----------|----------|-------|
| 1 | 10.97 | 9.238 | 1.817 |
| 2 | 18.07 | 16.29 | 5.637 |
| 3 | 25.52 | 24.26 | 12.67 |
| 4 | 33.19 | 33.20 | 23.03 |
| 5 | 41.23 | 42.93 | 36.62 |

²⁴ Prognosen über vier oder fünf Monate sind nur rückblickend möglich; dann sind die benötigten Werte der exogenen Variablen bekannt. Dennoch erschien es mir lohnend, die Prognosefehler hier anzugeben. Man kann aus ihnen ersehen, wie sich vorteilhaft die nur exogene Variablen enthaltenden Indikatoren-Modelle im Vergleich zu den AR-Modellen über einen weiteren Prognosehorizont sind.

Vergleicht man die vier Tabellen *untereinander*, also verschiedene *Zeiträume*, so erkennt man zunächst, dass die Prognosen der reinen Indikatoren-Modelle ebenso wie die der AR-Modelle im Teilzeitraum 2000 bis 2004 treffender waren als die Prognosen im Gesamtzeitraum (und damit auch besser als für den Teilzeitraum 1993 bis 1999), siehe Tabelle 11 und Tabelle 10. Offenbar ist die Entwicklung der Erwerbstätigkeit in den Jahren 2000 bis 2004 leichter zu erklären als in den Jahren zuvor, was vor allem am bereits angesprochenen „unkomplizierten“ Verlauf der Datenreihe liegen dürfte. Im noch kürzeren Zeitraum 2002 bis 2004 waren die Ist-Werte für die reinen Indikatoren-Modelle wieder schwerer zu treffen; die Prognosen von Modell 2 sind hier sogar schlechter als für den Gesamtzeitraum. Im Gegensatz dazu schneidet das AR(6)-Modell in den Jahren 2002 bis 2004 allerdings besser ab als über den gesamten Zeitraum, siehe Tabelle 12.

Tabelle 12 dient vor allem auch dem Vergleich mit Tabelle 13: Beide enthalten Prognosefehler des selben Zeitraums, nämlich der Jahre 2002 bis 2004, doch anders als die Modelle in Tabelle 12 basieren die Modelle in Tabelle 13 auf dem verkürzten Stützzeitraum 2000 bis 2004. Da die Modelle 1 und 2 nicht zu den Daten der Jahre 2000 bis 2004 passen (ein Teil der Regressoren hat keinen signifikanten Einfluss), ist es nicht verwunderlich, dass die Prognosen der Modelle 3 und 4 erfolgreicher sind. Bemerkenswert ist dagegen, dass dasjenige AR(6)-Modell, das auf dem gesamten Stützzeitraum 1993 bis 2004 basiert, bessere Prognosen liefert als dasjenige, das an die Daten von 2000 bis 2004 angepasst ist. Auch die weiter zurückliegenden Jahre scheinen also relevante Information zu enthalten.

Der Vergleich der Spalten *innerhalb* der vier Tabellen, also der verschiedenen *Modelle*, ergibt, dass das umfassendere und besser angepasste Modell 1 erfolgreicher ist als das Modell 2; das gilt bis zu einem maximalen Prognosehorizont von drei Monaten analog für die Modelle 4 und 3. Alle vier reinen Indikatoren-Modelle prognostizieren jedoch wesentlich schlechter als das AR(6)-Modell und die anderen reinen und erweiterten AR-Modelle. Immerhin schwindet der Vorteil der AR-Modelle mit zunehmendem Prognosehorizont, was damit zu erklären ist, dass sich im Gegensatz zu den reinen Indikatoren-Modellen die Prognosefehler der AR-Modelle kumulieren, weil die Prognosen für den Prognosehorizont h ja in die Berechnung der Prognosen für den Prognosehorizont $h + 1$ eingehen.

Dennoch muss man feststellen, dass die reinen Indikatoren-Modelle den AR-Modellen trotz deren Vergangenheitsbasierung in der Prognosefähigkeit eindeutig unterlegen sind. Die Entwicklung der Erwerbstätigenzahl ist offenbar in zu geringem Maße konjunkturell bestimmt; es verbleibt noch zu viel unerklärte Struktur (Autokorrelation) in den Residuen der Modellschätzungen. Da konjunkturelle Frühindikatoren aber - wie gesehen - durchaus Erklärungskraft für die Entwicklung der Erwerbstätigkeit besitzen, erschien es mir folgerichtig, sie mit autoregressiven Modellen zusammenzuführen, um beider Information für die Prognose zu nutzen.

5 Erweiterte autoregressive Modelle

Nun wird überprüft, ob die Prognosegüte der autoregressiven Modelle verbessert werden kann, wenn man sie mit Konjunkturindikatoren kombiniert. Getestet habe ich dazu den ifo-Index der Geschäftserwartungen in der „gewerblichen Wirtschaft“, den ifo-Index der Geschäftslagebeurteilung in der „gewerblichen Wirtschaft“, die ZEW-Konjunkturerwartungen, den Index der Auftragseingänge im Verarbeitenden Gewerbe, den Zugang an offenen Stellen und den DAX (Monatsendstände). Um diese Variablen (in verschiedenen Kombinationen) habe ich sowohl das AR(6)-Modell als auch das AR(13)-Modell erweitert und anschließend die Modelle anhand der Güte ihrer Ex-ante-Prognosen verglichen. Dabei erwies sich eine Kombination von mehr als zwei Konjunkturindikatoren nicht als zweckmäßig. Denn vermutlich aufgrund von Multikollinearität (siehe unten) erhalten dann stets die Geschäftserwartungen und die Konjunkturerwartungen jeweils in der Summe ihrer Lags negative Koeffizienten; ein solcher negativer Zusammenhang ist ökonomisch kaum plausibel. Auch nimmt das Schwarz-Informationskriterium für umfassendere Modelle, die mehrere exogene Variablen enthalten, höhere Werte an als für Modelle mit weniger Variablen. Deshalb bin ich bei der Modellspezifikation folgendermaßen vorgegangen: Ich habe erst die AR-Modelle um mehrere Verzögerungen eines einzigen Indikators erweitert und die insignifikanten Lags dieses Indikators eliminiert. Dann habe ich weitere Indikatoren hinzugefügt. Dabei zeigte sich, dass sich nicht mehr als zwei Indikatoren kombinieren lassen, ohne dass einer insignifikant wird oder gar signifikant mit dem falschen Vorzeichen. Als brauchbar erwiesen sich Auftragseingänge, DAX, Geschäftsbeurteilungen, Konjunkturerwartungen und die Zugänge an offenen Stellen jeweils für sich alleine sowie die Kombinationen Aufträge/Stellen, DAX/

Stellen, Geschäftsbeurteilungen/Stellen und Geschäftsbeurteilungen/DAX. Die Schätzergebnisse finden sich im Anhang „Erweiterte AR-Modelle“. In den Ausprägungen der Informationskriterien ebenso wie in der Autokorrelationsstruktur ihrer Residuen unterscheiden sich die Erweiterungen innerhalb der beiden Gruppen AR(6)/AR(13) nicht wesentlich voneinander und vom jeweiligen Grundmodell.

Auch die erweiterten AR-Modelle habe ich den beschriebenen Stabilitätstests unterzogen. Die Ergebnisse sind praktisch identisch mit denen der reinen AR-Modelle, vgl. den Anhang „Stabilitätstests der reinen AR-Modelle“: Es findet sich gleichermaßen Instabilität, insbesondere in den Koeffizienten der verzögerten Veränderungsrate der Erwerbstätigenzahl - allerdings nicht in den Koeffizienten der exogenen Variablen²⁵. Ich habe deshalb die erweiterten AR-Modelle wie die reinen auf Basis des Stützzeitraums 2000/I bis 2004/X neu geschätzt, vgl. den Anhang „AR-Modelle 2000/2004“. Wieder sind die (geschätzten) Standardabweichungen der Koeffizienten-Schätzungen bei Nutzung dieses verkürzten Stützzeitraumes größer als bei Nutzung des gesamten Zeitraumes; die Stellenzugänge sind sogar in keinem Modell mehr signifikant. Vermutlich aufgrund dieser größeren Schätzungenauigkeit sind wie im Fall der reinen AR-Modelle die Ex-ante-Prognosen im Zeitraum 2002 bis 2004 ebenfalls weniger genau, wenn die Schätzung auf dem kurzen Zeitraum basiert, vgl. auch dazu den Anhang „AR-Modelle 2000/2004“. Offenbar wird bei Nutzung des langen Beobachtungszeitraumes der Nachteil der Parameter-Instabilität (die, gemessen am im Prognosezeitraum gültigen Wert, eine Verzerrung impliziert) durch den Vorteil präziserer Schätzungen überkompensiert. Insbesondere sind auch die reinen AR-Modelle des Gesamtzeitraums erfolgreicher als die erweiterten Modelle des Teilzeitraums.

Aus diesem Grund verwende ich im Folgenden nur noch die auf dem Gesamtzeitraum basierenden Schätzungen.

Tabelle 14 bis Tabelle 17 ermöglichen einen Vergleich der wie oben berechneten durchschnittlichen Prognosefehler der erweiterten AR-Modelle.

²⁵ Auf die Darstellung der einzelnen Testergebnisse habe ich verzichtet.

Tabelle 14: Root mean squared error (in 1.000 Personen) der erweiterten AR(6)-Modelle bei unterschiedlichen Prognosehorizonten für Ex-ante-Prognosen von Mitte 1995 bis Ende 2004

| Prognosehorizont | AR(6) + Aufträge | AR(6) + Aufträge + Stellenzugang | AR(6) + DAX | AR(6) + DAX + Stellenzugang | AR(6) + Geschäftslage |
|------------------|------------------|----------------------------------|-------------|-----------------------------|-----------------------|
| 1 | 2.278 | 2.252 | 2.170 | 2.181 | 2.131 |
| 2 | 6.993 | 6.755 | 6.531 | 6.456 | 6.568 |
| 3 | 14.69 | 13.98 | 13.54 | 13.42 | 13.66 |
| 4 | 24.94 | 23.66 | 23.08 | 22.71 | 23.09 |
| 5 | 36.84 | 34.85 | 34.48 | 33.26 | 34.02 |

| Prognosehorizont | AR(6) + Geschäftslage + DAX | AR(6) + Geschäftslage + Stellenzugang | AR(6) + Stellenzugang | AR(6) + Konjunkturerwartungen ²⁶ |
|------------------|-----------------------------|---------------------------------------|-----------------------|---|
| 1 | 2.146 | 2.207 | 2.198 | 2.144 |
| 2 | 6.483 | 6.629 | 6.557 | 6.608 |
| 3 | 13.52 | 13.83 | 13.58 | 13.88 |
| 4 | 23.24 | 23.51 | 22.81 | 23.52 |
| 5 | 34.48 | 34.80 | 33.54 | 34.52 |

Tabelle 15: Root mean squared error (in 1.000 Personen) der erweiterten AR(6)-Modelle bei unterschiedlichen Prognosehorizonten für Ex-ante-Prognosen ab Anfang 2000

| Prognosehorizont | AR(6) + Aufträge | AR(6) + Aufträge + Stellenzugang | AR(6) + DAX | AR(6) + DAX + Stellenzugang | AR(6) + Geschäftslage |
|------------------|------------------|----------------------------------|-------------|-----------------------------|-----------------------|
| 1 | 1.880 | 1.824 | 1.785 | 1.853 | 1.759 |
| 2 | 5.763 | 5.507 | 5.273 | 5.385 | 5.415 |
| 3 | 11.87 | 11.47 | 10.73 | 11.12 | 11.02 |
| 4 | 20.09 | 19.55 | 18.36 | 19.16 | 18.32 |
| 5 | 29.92 | 29.22 | 27.78 | 28.42 | 26.97 |

| Prognosehorizont | AR(6) + Geschäftslage + DAX | AR(6) + Geschäftslage + Stellenzugang | AR(6) + Stellenzugang | AR(6) + Konjunkturerwartungen |
|------------------|-----------------------------|---------------------------------------|-----------------------|-------------------------------|
| 1 | 1.737 | 1.817 | 1.871 | 1.798 |
| 2 | 5.113 | 5.367 | 5.551 | 5.464 |
| 3 | 10.33 | 11.16 | 11.51 | 11.32 |
| 4 | 17.81 | 19.19 | 19.75 | 19.15 |
| 5 | 26.39 | 28.64 | 29.69 | 28.51 |

²⁶ Ab Anfang 1996, weil die Konjunkturerwartungen erst ab Dezember 1991 zur Verfügung stehen

Tabelle 16: Root mean squared error (in 1.000 Personen) der erweiterten AR(13)-Modelle bei unterschiedlichen Prognosehorizonten für Ex-ante-Prognosen von Mitte 1995 bis Ende 2004

| Prognosehorizont | AR(13) + Aufträge | AR(13) + Aufträge + Stellenzugang | AR(13) + DAX | AR(13) + DAX + Stellenzugang | AR(13) + Geschäftslage |
|------------------|-------------------|-----------------------------------|--------------|------------------------------|------------------------|
| 1 | 2.194 | 2.154 | 2.116 | 2.112 | 2.164 |
| 2 | 6.841 | 6.602 | 6.393 | 6.440 | 6.728 |
| 3 | 14.61 | 13.89 | 13.47 | 13.46 | 14.44 |
| 4 | 25.37 | 23.61 | 23.16 | 22.82 | 25.12 |
| 5 | 38.20 | 35.04 | 34.53 | 33.67 | 38.17 |

| Prognosehorizont | AR(13) + Geschäftslage + DAX | AR(13) + Geschäftslage + Stellenzugang | AR(13) + Stellenzugang | AR(13) + Konjunkturerwartungen ²⁷ |
|------------------|------------------------------|--|------------------------|--|
| 1 | 2.234 | 2.202 | 2.108 | 2.109 |
| 2 | 6.929 | 6.888 | 6.485 | 6.623 |
| 3 | 14.69 | 14.79 | 13.74 | 14.14 |
| 4 | 25.29 | 25.35 | 23.43 | 24.27 |
| 5 | 38.12 | 37.80 | 34.69 | 36.70 |

Tabelle 17: Root mean squared error (in 1.000 Personen) der erweiterten AR(13)-Modelle bei unterschiedlichen Prognosehorizonten für Ex-ante-Prognosen ab Anfang 2000

| Prognosehorizont | AR(13) + Aufträge | AR(13) + Aufträge + Stellenzugang | AR(13) + DAX | AR(13) + DAX + Stellenzugang | AR(13) + Geschäftslage |
|------------------|-------------------|-----------------------------------|--------------|------------------------------|------------------------|
| 1 | 1.739 | 1.610 | 1.687 | 1.636 | 1.685 |
| 2 | 5.457 | 5.107 | 4.886 | 4.921 | 5.163 |
| 3 | 11.59 | 11.13 | 10.08 | 10.18 | 10.98 |
| 4 | 20.27 | 19.63 | 17.47 | 17.34 | 19.27 |
| 5 | 30.96 | 30.06 | 26.62 | 26.22 | 29.49 |

| Prognosehorizont | AR(13) + Geschäftslage + DAX | AR(13) + Geschäftslage + Stellenzugang | AR(13) + Stellenzugang | AR(13) + Konjunkturerwartungen |
|------------------|------------------------------|--|------------------------|--------------------------------|
| 1 | 1.668 | 1.650 | 1.612 | 1.731 |
| 2 | 4.849 | 5.198 | 4.959 | 5.284 |
| 3 | 9.872 | 11.31 | 10.64 | 10.92 |
| 4 | 16.87 | 19.79 | 18.50 | 18.63 |
| 5 | 25.52 | 30.23 | 28.09 | 28.44 |

²⁷ Ab Anfang 1996, weil die Konjunkturerwartungen erst ab Dezember 1991 zur Verfügung stehen

Es gibt kein Modell, das jedes andere strikt dominiert, indem es in allen Fällen besser abschneidet. Vergleicht man die Werte für den relevanten mittleren Prognosehorizont von drei Monaten, so beobachtet man zunächst, dass in allen Fällen die durchschnittlichen Prognosefehler ab dem Jahr 2000 geringer sind als über den gesamten Zeitraum. Ferner scheinen die Werte über die Spalten jeder Tabelle in den Tabellen für den kürzeren Zeitraum etwas stärker zu streuen als in den Tabellen für den längeren Zeitraum. Nach dem Gesetz der großen Zahlen aber sind die Durchschnitte über den längeren Zeitraum verlässlicher; es empfiehlt sich also, sich bei der Modellauswahl im Zweifel an Tabelle 14 und Tabelle 16 zu orientieren. Über den langen Zeitraum sind bei einem Prognosehorizont von drei Monaten in der Mehrzahl die AR(6)-Modelle „besser“, besonders wenn man die weniger erfolgreichen Modelle nicht berücksichtigt. Über den kurzen Zeitraum ist dies allerdings umgekehrt. Das mag an der offensichtlichen Dominanz der autoregressiven Terme liegen; die Hinzunahme von exogenen Variablen ändert nichts an der Tatsache, dass über den kürzeren Zeitraum die Fehler des AR(13)-Modells geringer sind und über den längeren Zeitraum die des AR(6)-Modells. Dennoch scheinen die Konjunkturindikatoren tendenziell die Prognosegüte zu verbessern. Das ist jedoch nicht in jedem Fall so. Man kann nicht sagen, dass ein bestimmter Indikator beide AR-Modelle über beide Beobachtungszeiträume verbessert. Die Kombination aus Geschäftserwartungen und DAX beispielsweise vergrößert den durchschnittlichen Prognosefehler des AR(13)-Modells über den langen Zeitraum, während sie ihn über den kurzen Zeitraum und im AR(6)-Modell verringert. Und das, obwohl diese beiden Variablen in beiden AR-Modellen hoch signifikant sind.

Doch welche Konjunkturindikatoren sind nun besonders für die Prognose der Erwerbstätigkeit geeignet? Auch darauf gibt es keine eindeutige Antwort. Betrachtet man die Prognosen über maximal drei Monate, sieht man, dass ausgerechnet Modelle mit dem DAX, der ja eigentlich kein Konjunkturindikator im engeren Sinne ist, besonders gut abschneiden. Eher kontraproduktiv scheint dagegen der Verwendung der Auftragseingänge zu sein; diese erhöhen die Prognosefehler offenbar eher. Diese Beobachtung steht im Einklang mit den Werten des Schwarz-Kriteriums: Bei den Modellen mit dem DAX als einziger exogenen Variablen liegen diese Werte unter denen der entsprechenden reinen AR-Modelle (und auch unter denen der anderen erweiterten Modelle), bei den Modellen mit den Auf-

tragseingängen dagegen liegen sie darüber. In der Regel gilt: Prognostiziert ein bestimmtes erweitertes AR(6)-Modell über einen bestimmten Prognosehorizont besser als ein anderes, dann tut es das auch über einen anderen Prognosehorizont; d. h. ist in Tabelle 14 bis Tabelle 17 der Wert für ein Modell in der ersten Zeile kleiner, dann ist er es auch in den Zeilen 2 bis 5²⁸. Zwischen den verschiedenen AR-Modellen kann sich dagegen die Vorteilhaftigkeit je nach Prognosehorizont verschieben, wie schon bei den reinen AR-Modellen gesehen.

Die Kreuzkorrelationen der Prognosen mit den tatsächlichen Daten verändern sich durch Indikatoren-Erweiterung nicht wesentlich:

Tabelle 18: Kreuzkorrelation der Drei-Monats-Prognose (verschiedene Lags) mit der Veränderungsrate der Erwerbstätigenzahl, gemessen von Mitte 1995 bis Ende 2004

| Lag | AR(6) | AR(6) + DAX | AR(6) + DAX + Stellenzugang | AR(6) + Geschäftslage | AR(13) | AR(13) + DAX | AR(13) + DAX + Stellenzugang | AR(13) + Geschäftslage |
|-----|-------|-------------|-----------------------------|-----------------------|--------|--------------|------------------------------|------------------------|
| 0 | 0.853 | 0.873 | 0.879 | 0.853 | 0.853 | 0.870 | 0.872 | 0.841 |
| 1 | 0.932 | 0.938 | 0.939 | 0.922 | 0.907 | 0.918 | 0.924 | 0.901 |
| 2 | 0.925 | 0.926 | 0.926 | 0.902 | 0.903 | 0.914 | 0.915 | 0.900 |

Bei den AR(13)-Modellen sind alle Koeffizienten etwas geringer, was dafür spricht, dass bei den AR(6)-Modellen die drei Monate im Voraus erstellten Prognosen etwas besser treffen. Offenbar erhöhen manche exogenen Variablen die Korrelationen, andere verringern sie. Aber in jedem Fall liegt das Maximum bei einem Lag, und die Korrelation der wirklichen Veränderungsrate mit der zweiten Verzögerung der entsprechenden Prognose ist kaum geringer. Bei allen diesen Modellen kommen die Prognosen also durchschnittlich ein bis zwei Monate zu spät, auch wenn konjunkturelle Frühindikatoren verwendet werden.

²⁸ Die Werte innerhalb einer Tabellenspalte sind auch positiv miteinander korreliert, weil etwa in den Root Mean Squared Error des Horizontes 5 die Prognosefehler für den ersten bis vierten Monat eingehen. Überdies kumuliert sich der Fehler tendenziell von Monat zu Monat, da die Prognose für den fünften Monat aus den Prognosen für den ersten bis vierten Monat errechnet wird.

Die ifo-Geschäftserwartungen sind als alleinige exogene Variable nicht zum 5 %-Niveau signifikant und gehen in Kombination mit anderen Indikatoren mit dem „verkehrten“ negativen Vorzeichen ein.

Zusammenfassend kann man sagen, dass nicht klar ist, welches der hier vorgestellten Modelle im Mittel die besten Prognosen liefert. Das hängt vom Zeitraum ab, über den man diesen Durchschnitt berechnet. Insbesondere liefert das einfachere AR-Modell nicht im Allgemeinen die schlechteren Prognosen als das umfassendere. Dagegen bringt die Erweiterung um Konjunkturindikatoren (abgesehen von den Auftragseingängen) zumindest im AR(6)-Modell in den meisten Fällen eine leichte Verbesserung. Angesichts der geringen Unterschiede in der Prognosegüte und ihrer Sensitivität gegenüber Variationen des Berechnungszeitraums kann man mehrere Modelle als gleichwertig betrachten. Es bleibt dem Anwender überlassen, welchem Indikator bzw. welchen Indikatoren er am meisten vertraut.

6 Modelle für die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung

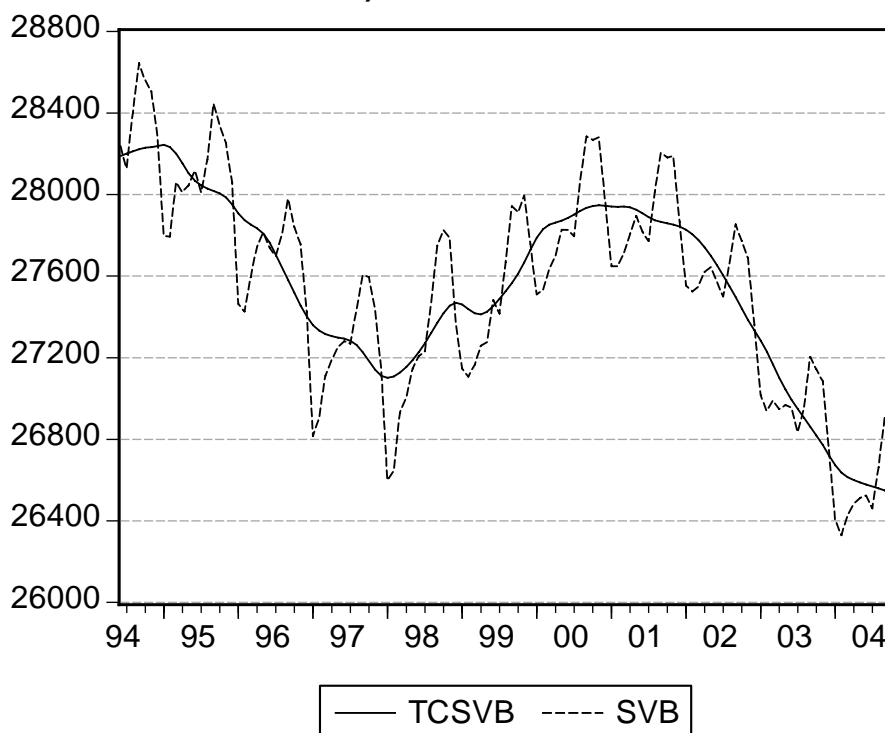
In den letzten Jahren hat sich eine tief greifende Veränderung der Erwerbstätigen-Struktur vollzogen: weg von Vollzeit-Angestellten und hin zu Teilzeit-Angestellten, geringfügig Beschäftigten und Selbständigen, und insbesondere weg von sozialversicherungspflichtig Beschäftigten²⁹, vgl. Bach/Gaggermeier/Klinger (2005). Die Zunahme von geringfügiger Beschäftigung und Selbständigkeit ist zum Teil durch staatliche Förderung (Befreiung von der Sozialversicherungspflicht, Überbrückungsgeld, Existenzgründungszuschüsse) bedingt und nicht konjunkturell zu erklären. Zum einen deshalb und zum anderen, weil die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung für die Finanzen der Sozialversicherungssysteme von entscheidender Bedeutung ist und darum besondere Beachtung verdient, erschien es mir lohnenswert zu prüfen, ob sich die Entwicklung der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung besser als die gesamte Erwerbstätigkeit mit Hilfe von konjunkturellen Frühindikatoren vorhersagen lässt. Die Daten der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung werden von der Bundesagentur für Arbeit auf der Basis der Meldungen der Sozialversi-

²⁹ Die sozialversicherungspflichtig Beschäftigten sind eine Teilmenge der Erwerbstätigen. Sie umfassen nicht die Beamten, geringfügig Beschäftigten und Soldaten sowie die Selbständigen und mithelfenden Familienangehörigen.

cherung ermittelt. Wie bei den Erwerbstätigenzahlen gibt es auch hier eine zeitliche Verzögerung: Zwischen dem Ende des Monats und der Veröffentlichung liegen gut zwei Monate.³⁰

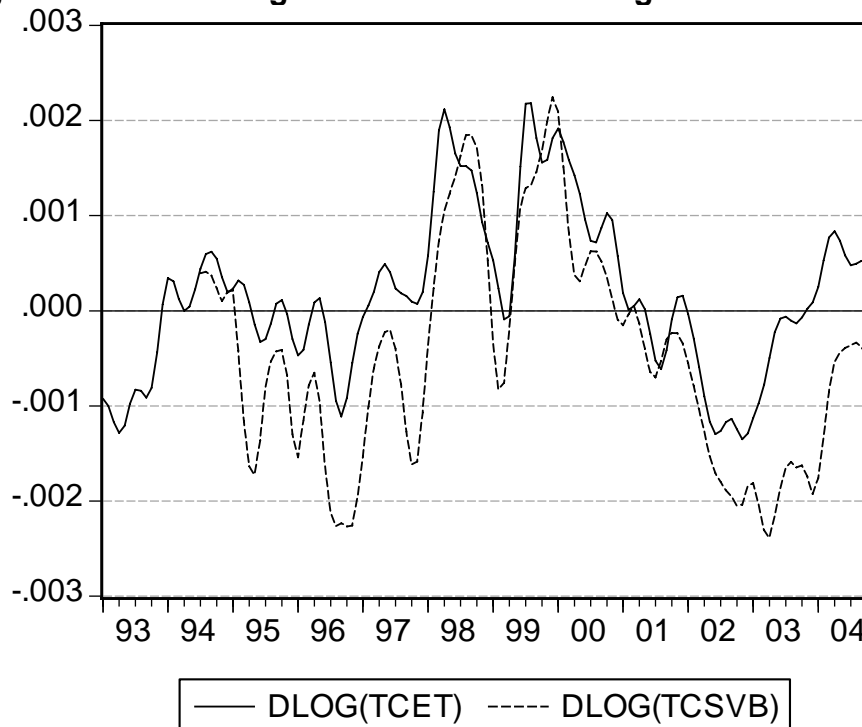
Abbildung 7 gibt die Zahl der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten (SVB) in Deutschland saisonbereinigt und nicht saisonbereinigt im Zeitablauf wieder, und zwar seitdem Monatsdaten verfügbar sind, von Juni 1994, bis Oktober 2004.

Abbildung 7: Glatte Komponente der Zahl der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten (TCSV) und der Originalreihe (SVB) (jeweils in Tsd. Personen)



Man erkennt einen klaren negativen Trend, unterbrochen von einer Aufwärtsbewegung in den Jahren 1998 bis 2000. Ein Vergleich mit der Entwicklung der Gesamtzahl der Erwerbstätigen zeigt, dass die Veränderungsrate der beiden Größen stark miteinander korreliert sind, siehe Abbildung 8. Der Korrelationskoeffizient beträgt 0,864, zwischen 1994 und 2001 sogar 0,879. Allerdings liegt in aller Regel die Veränderungsrate der SVB unter der der Erwerbstätigen, besonders deutlich ab Mitte 2002. 2004 haben die Veränderungen unterschiedliche Vorzeichen.

³⁰ Bei der ersten Veröffentlichung handelt es sich um eine Hochrechnung; die endgültigen Zahlen stehen erst nach sechs Monaten fest (Bundesagentur für Arbeit 2006: 5).

Abbildung 8: Veränderungsrate von Erwerbstätigkeit und SVB

Die Ähnlichkeit der beiden Reihen ließ hoffen, dass die in den Indikatoren-Modellen verwendeten Variablen die Veränderungsrate der SVB ähnlich gut oder sogar besser erklären wie die der Erwerbstätigkeit. Daher habe ich versucht, die oben vorgestellten Modelle auch auf die SVB anzuwenden.

6.1 Autoregressive Modelle

Bei der Suche nach einer geeigneten AR-Spezifikation für die SVB habe ich zunächst versucht, die Spezifikationen für die Erwerbstätigkeit zu übertragen. Dabei stellte sich zum einen heraus, dass die Lags fünf und sechs im AR(6)-Modell insignifikant sind, dass aber auch ein AR(4)-Modell die Anforderungen (keine signifikante Autokorrelation von geringerer als neunter Ordnung) erfüllt. Zum anderen sind laut Korrelogramm die Residuen des AR(13)-Modells weißes Rauschen (also ohne Autokorrelationsstruktur), sodass sich ein AR-Modell von höherer Ordnung erübrigt.³¹ Ich betrachte also alternativ ein AR(4)-Modell und ein AR(13)-Modell, wobei die Informationskriterien eindeutig für das letztere sprechen:

³¹ Beim AR(4)-Modell beträgt der P-Wert der Q-Statistik für die vierte Verzögerung (abgerundet) 0,24 und für die zwölfte Verzögerung 0,007, beim AR(13)-Modell sind es 0,72 bzw. 0,88. Während beim AR(13)-Modell überhaupt keine Autokorrelation mehr zum 5%-Niveau signifikant ist, ist es beim AR(6)-Modell der zehnte und der zwölfte.

Tabelle 19: AR(4)-Modell für die SVB

Dependent Variable: DLOG(TCSVB)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1994M11 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | -1.55E-05 | 1.38E-05 | -1.123037 | 0.2638 |
| DLOG(TCSVB(-1)) | 2.489848 | 0.088005 | 28.29222 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-2)) | -2.619068 | 0.209353 | -12.51028 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-3)) | 1.429929 | 0.209291 | 6.832245 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-4)) | -0.329263 | 0.087834 | -3.748676 | 0.0003 |
| R-squared | 0.986870 | Akaike info criterion | -14.92200 | |
| Adjusted R-squared | 0.986413 | Schwarz criterion | -14.80585 | |
| Durbin-Watson stat | 1.893278 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Tabelle 20: AR(13)-Modell für die SVB

Dependent Variable: DLOG(TCSPB)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1995M08 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | -9.21E-06 | 1.12E-05 | -0.825428 | 0.4111 |
| DLOG(TCSVB(-1)) | 2.573365 | 0.082113 | 31.33926 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-2)) | -2.855930 | 0.224797 | -12.70449 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-3)) | 1.902415 | 0.321074 | 5.925167 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-4)) | -1.009769 | 0.329657 | -3.063093 | 0.0028 |
| DLOG(TCSVB(-5)) | 0.608063 | 0.251398 | 2.418731 | 0.0174 |
| DLOG(TCSVB(-6)) | -0.278301 | 0.107340 | -2.592700 | 0.0109 |
| DLOG(TCSVB(-10)) | 0.470494 | 0.097909 | 4.805400 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-11)) | -1.177618 | 0.199778 | -5.894634 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-12)) | 1.241224 | 0.183257 | 6.773149 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-13)) | -0.496221 | 0.073892 | -6.715498 | 0.0000 |
| R-squared | 0.993063 | Akaike info criterion | -15.40093 | |
| Adjusted R-squared | 0.992369 | Schwarz criterion | -15.13242 | |
| Durbin-Watson stat | 1.833852 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Die Stützzeiträume sind hier kürzer als bei den Modellen für die Erwerbstätigkeit, weil die SVB-Daten erst ab Juni 1994 monatlich vorliegen (die Erwerbstätigendaten aber schon ab Januar 1991). Bei den SVB-Schätzun-

gen habe ich die längstmöglichen Stützzeiträume verwendet. Der Stützzeitraum des AR(13)-Modells beispielsweise startet erst im August 1995, weil 13 Vergangenheitswerte benötigt werden.

Die beiden Modelle habe ich denselben Stabilitätstests unterzogen wie die Erwerbstätigen-Modelle. Auch hier gibt es Evidenz für Instabilität in den Jahren 1998/99, siehe Anhang „Stabilitätstests der reinen AR-Modelle für die SVB“. Darum habe ich die Modelle ebenfalls für den Zeitraum 2000 bis 2004 geschätzt. Der Anhang „AR-Modelle 2000/2004 für die SVB“ enthält die Ergebnisse dieser Schätzungen ebenso wie einen Prognosevergleich mit den auf dem Gesamtzeitraum basierenden Modellen.

Der wesentliche Befund ist der gleiche wie bei der Erwerbstätigkeit: Bei den erst 2000 beginnenden Schätzungen werden die Parameter unschärfer geschätzt (ihre geschätzte Varianz ist größer), und Ex-ante-Prognosen dieser Modelle sind schlechter, vgl. den Anhang „AR-Modelle 2000/2004 für die SVB“. Überdies findet sich in ihnen ebenfalls Evidenz für Instabilität. Aus diesem Grund verwende ich auch bei der SVB nur die Schätzungen über den längstmöglichen Stützzeitraum.

Um die Ex-ante-Prognose-Güte von AR(4)-Modell und AR(13)-Modell über dieselben Zeiträume zu vergleichen, habe ich die rekursiven Schätzungen des Gesamt-Stützzeitraums für beide Modelle im Januar 1996 beginnen lassen und die Prognosen 1998 bzw. 2000, vgl. die Tabelle 21 und Tabelle 22. Über den längeren Zeitraum ist das AR(13)-Modell für jeden Prognosehorizont vorteilhafter als das AR(4)-Modell. Die Prognosegüte ist in der jüngeren Vergangenheit (ab 2000) besser als insgesamt seit 1998.

Tabelle 21: Root mean squared error (in 1.000 Personen) bei unterschiedlichen Prognosehorizonten für Ex-ante-Prognosen von 1998 bis zum aktuellen Rand

| Prognosehorizont | AR(4) | AR(13) |
|------------------|-------|--------|
| 1 | 2.553 | 2.195 |
| 2 | 7.322 | 6.382 |
| 3 | 14.86 | 13.09 |
| 4 | 25.13 | 22.25 |
| 5 | 37.45 | 33.31 |

Tabelle 22: Root mean squared error (in 1.000 Personen) bei unterschiedlichen Prognosehorizonten für Ex-ante-Prognosen ab 2000

| Prognosehorizont | AR(4) | AR(13) |
|------------------|-------|--------|
| 1 | 1.972 | 2.004 |
| 2 | 5.377 | 5.824 |
| 3 | 10.53 | 11.82 |
| 4 | 17.33 | 19.66 |
| 5 | 25.33 | 28.86 |

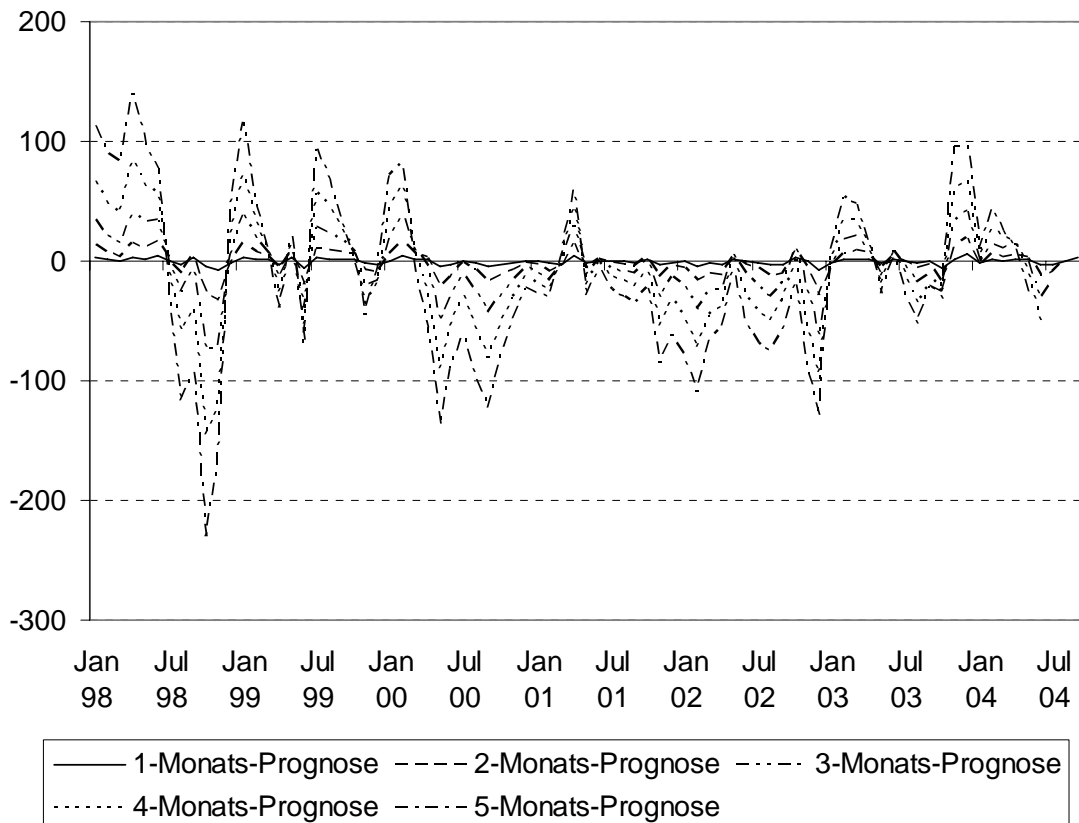
Allerdings sind die Prognosen des AR(13)-Modells im verkürzten Zeitraum nur geringfügig besser als im längeren Zeitraum, sodass hier das *einfachere* Modell über jeden Prognosehorizont besser abschneidet. Der Grund ist wohl folgender: Von Mitte 2000 bis Ende 2002 ist die SVB immer schneller zurückgegangen, und zwar offenbar zu schnell, als dass die auf der Vergangenheit basierenden AR-Modelle mit ihren Prognosen hinterhergekommen wären. Die Prognosen für diesen Zeitraum waren (fast) immer zu optimistisch, wie Abbildung 9 zeigt. Und da etwa die Prognosen für den fünften in der Zukunft liegenden Monat auf den Prognosen für den ersten bis vierten Monat aufbauen, pflanzen sich Prognosefehler des ersten, zweiten usw. Monats fort. Sind die Prognosen unverzerrt, d. h. schwanken die Fehler für die einzelnen Monate um null und sind weniger stark oder gar nicht positiv autokorreliert, sind die Fortpflanzungsfehler nicht so groß wie im hier vorliegenden Fall, weil sich eher gegenläufige Tendenzen ausgleichen.³² Die hier vorliegende Verzerrung der Prognosen betrifft das umfangreichere Modell mit mehr Lags natürlich stärker als das einfachere Modell.

Schätzt man das AR(4)-Modell und das AR(13)-Modell über dem Zeitraum 2000 bis 2004, so wird ersteres vom Schwarz-Informationskriterium bevorzugt – anders als über dem Gesamtzeitraum und anders als bei den Erwerbstätigenmodellen. Dies ist konsistent mit der Beobachtung, dass für die SVB das AR(4)-Modell 2000 bis 2004 bessere Prognosen liefert als das AR(13)-Modell, für die Erwerbstätigenzahl dagegen das umfangreichere Modell erfolgreicher ist.³³

³² Dies kann man auch in Abbildung 3 an geeigneten Zeitabschnitten erkennen.

³³ Was aber nicht bedeutet, dass im Hinblick auf die Prognosen besser wäre, das AR(4)-Modell nur auf der Basis der Jahre 2000 bis 2004 zu schätzen. Dies würde im Gegenteil die Prognosen verschlechtern.

Abbildung 9: Ex-ante-Prognose-Fehler (tatsächlicher minus prognostizierter Wert) des AR(13)-Modells; ein Wert auf der Zeitachse entspricht einem bestimmten Informationsstand, also einem bestimmten letzten verfügbaren Datenwert der SVB; die am weitesten innen liegende Kurve ist der Ein-Monats-Prognose-Fehler, die am weitesten außen liegende der Fünf-Monats-Prognose-Fehler



Gemessen an der Wurzel des mittleren quadratischen Prognosefehlers lässt sich die SVB absolut (d. h. in Personen) ungefähr ebenso gut prognostizieren wie die gesamte Erwerbstätigenzahl, vgl. die Tabelle 21 und Tabelle 22 mit den entsprechenden Tabellen im Abschnitt 2. Im Vergleich der Prognosen ab 2000 – also in identischen Zeiträumen –, schneidet beispielsweise bei den SVB das AR(4)-Modell am besten ab, bei den Erwerbstätigen dagegen (außer bei den Ein-Monats-Prognosen) das AR(13)-Modell; ab einem Prognosehorizont von zwei Monaten ist der Fehler in Personen bei den SVB kleiner, prozentual allerdings bei den Erwerbstätigen.

Da das AR(4)-Modell in der jüngeren Vergangenheit etwas erfolgreicher ist, ziehe ich es entgegen den Informationskriterien vor.

6.2 Reine Indikatoren-Modelle für die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung

Da die Veränderungsraten von Erwerbstätigkeit und SVB einem sehr ähnlichen konjunkturellen Muster folgen (wie in Abbildung 8 zu sehen), lag es nahe, zu versuchen, den Verlauf der SVB mit denselben Variablen zu erklären und zu prognostizieren wie die Erwerbstätigkeit. Das Ergebnis enthält Tabelle 23:

Tabelle 23: Indikatoren-Modell 1 für die SVB

Dependent Variable: DLOG(TCSV B)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1994M07 2004M10

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

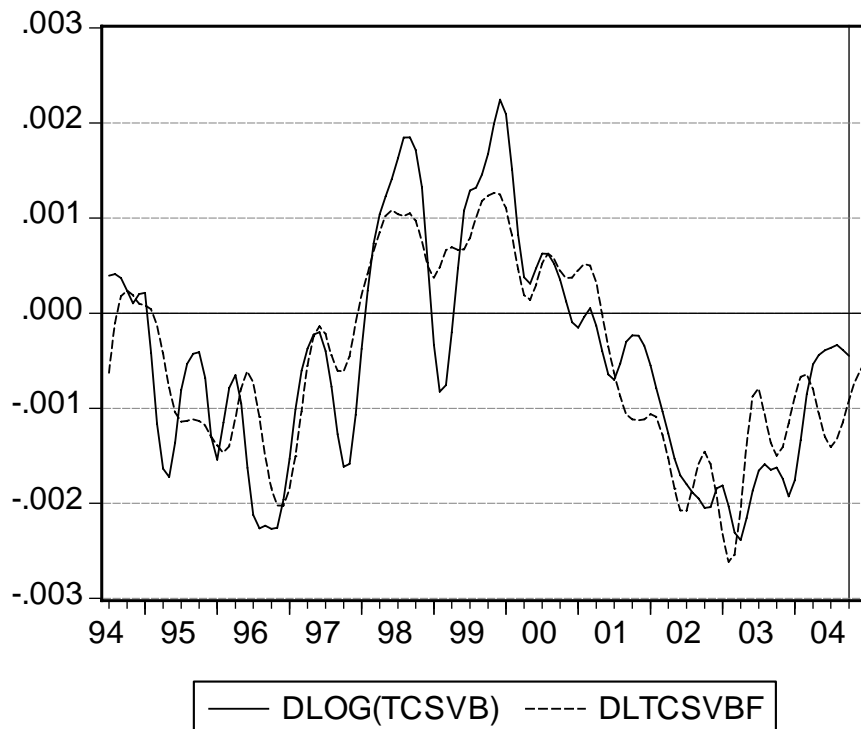
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | -3.21E-05 | 0.000271 | -0.118261 | 0.9061 |
| DLOG(TCAL(-1)) | -0.089515 | 0.019288 | -4.641061 | 0.0000 |
| DLOG(TCBPBA(-1)) | 0.295571 | 0.116722 | 2.532265 | 0.0126 |
| TCGBEURT(-1) | 5.12E-05 | 1.84E-05 | 2.785505 | 0.0062 |
| TCGERW(-1) | -0.000104 | 2.34E-05 | -4.460033 | 0.0000 |
| DLOG(TCAEVG(-3)) | 0.096712 | 0.033595 | 2.878756 | 0.0047 |
| R-squared | 0.730052 | Akaike info criterion | -11.90017 | |
| Adjusted R-squared | 0.718614 | Schwarz criterion | -11.76370 | |
| Durbin-Watson stat | 0.263492 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Im Vergleich zu Modell 1 für die Erwerbstätigen ist hier der Stützzeitraum kürzer und – wie bei den autoregressiven Modellen - die Standardfehler größer. Der DAX und die Konstante sind hier im Gegensatz zu Modell 1 insignifikant. Letzteres spricht dafür, dass das positive Absolutglied in den Erwerbstätigen-Modellen die Zunahme (also die positive Veränderungsraten) von Selbständigkeit und geringfügiger Beschäftigung repräsentiert. Ansonsten gleichen Vorzeichen und Größenordnung der Parameter denen von Modell 1. Insbesondere steht auch hier ein negativer Koeffizient vor den ifo-Geschäftserwartungen. Man beachte, dass die erklärende Variable der Arbeitslosenversicherten sich sowohl im Personenkreis als auch in der Datenerfassung von der abhängigen Variablen der sozialversicherungs-

pflichtig Beschäftigten unterscheidet³⁴: Die SVB umfassen Personengruppen, die zwar kranken- und rentenversichert, aber nicht arbeitslosenversichert sein müssen, wie vor allem die über 65-jährigen Arbeitnehmer. Die Daten der Arbeitslosenversicherten werden am jeweiligen Monatsanfang, die Daten der SVB dagegen von der Bundesagentur für Arbeit am jeweiligen Monatsende erhoben bzw. ausgezählt. Die Daten der Arbeitslosenversicherten sind „weniger aussagekräftig“ (und nicht nach Regionen und Wirtschaftszweigen gegliedert), dafür aber eher erhältlich als die SVB und deshalb als Indikator-Variable geeignet. Die Veränderungsrate der beiden Variablen unterscheiden sich jedoch teilweise deutlich, wie im Anhang „Graphen der Variablen in den Indikatoren-Modellen“ dargestellt. - Wie bei den reinen Indikatoren-Modellen für die Erwerbstätigkeit habe ich bei der Berechnung der Standardfehler der Koeffizienten-Schätzungen berücksichtigt, dass die Störvariable der Schätzgleichung autokorreliert ist und die Schätzung somit ineffizient ist. Die Residuen sind nach einem Dickey-Fuller-Test (vgl. den Abschnitt 4, insbesondere den Kasten „Integration und Kointegration“) mit einer Zahl von verzögerten Differenzen gemäß dem Akaike-Kriterium zum 5 %-Niveau signifikant stationär, obwohl die zweite Differenz der logarithmierten SVB-Reihe (anders als die der Erwerbstätigen-Reihe) nicht signifikant stationär war. Der Graph der Residuen gleicht (fast) dem der reinen Indikatoren-Modelle für die Erwerbstätigkeit (Anhang „Residuen der reinen Indikatoren-Modelle“).

Die Anpassung des Modells an die Datenreihe ist - mit einem Regressor weniger - deutlich schlechter als bei den Erwerbstätigen; das R^2 beträgt 73 % gegenüber 81,7 % bei Modell 1. Insbesondere für 2004 ist die Ex-post-Prognose schlecht, und zwar zu pessimistisch, vgl. Abbildung 10. Die Hauptgründe dafür dürften darin liegen, dass die Arbeitslosenzahl gestiegen ist und dass die Veränderungsrate der Arbeitslosenversicherten in 2004 noch einmal stark ins Negative eingebrochen ist, während die Veränderungsrate der SVB sich deutlich erholt hat, vgl. mit dem Modell 2 unten.

³⁴ Auskunft der Statistikabteilung der Bundesagentur für Arbeit.

Abbildung 10: Anpassung und Prognose des Modells 1

Analog zum Abschnitt zur Erwerbstätigkeit (Abbildungen 3 und 4) ist die durchgezogene Linie die Veränderungsrate der glatten Komponente der SVB, die gestrichelte Linie ist die Ex-post-Prognose bzw. nach dem senkrechten Strich eine Ex-ante-Prognose.

Auch die SVB habe ich mit einem noch einfacheren Modell, bestehend aus einer Teilmenge der in Modell 1 vorkommenden Variablen, zu erklären versucht, obwohl schon das SVB-Modell 1 eine weniger gute Anpassung lieferte als das umfassende Modell 1 für die Erwerbstätigenzahl. Das Ergebnis ist SVB-Modell 2:

Tabelle 24: Modell 2 für die SVB

Dependent Variable: DLOG(TCSVB)

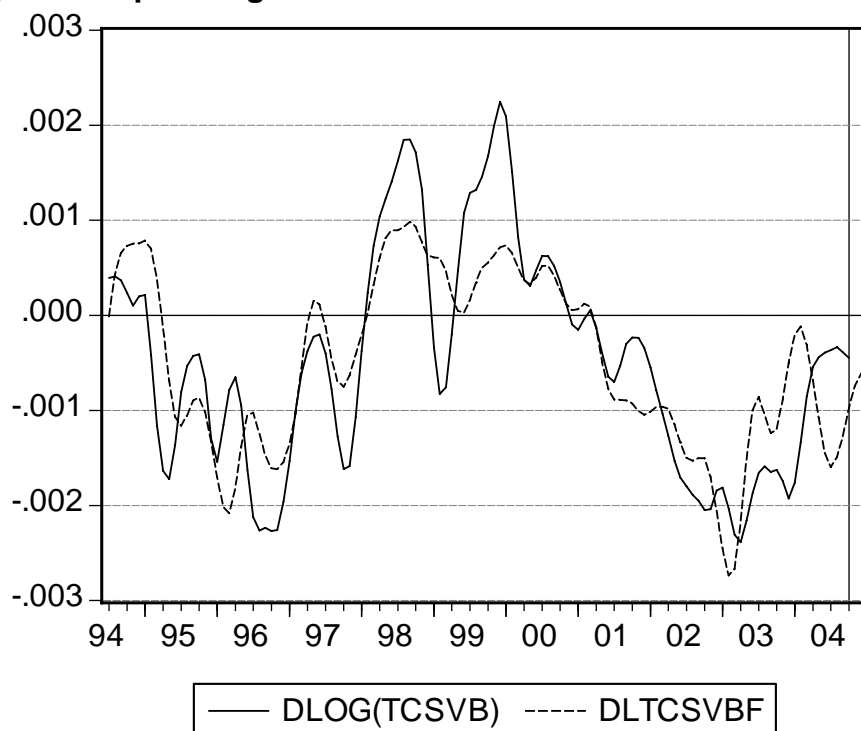
Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1994M07 2004M10

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | -0.000136 | 0.000136 | -0.997983 | 0.3203 |
| DLOG(TCAL(-1)) | -0.067418 | 0.019081 | -3.533249 | 0.0006 |
| DLOG(TCBPBA(-1)) | 0.489919 | 0.106838 | 4.585617 | 0.0000 |
| R-squared | 0.628682 | Akaike info criterion | -11.62972 | |
| Adjusted R-squared | 0.622545 | Schwarz criterion | -11.56149 | |
| Durbin-Watson stat | 0.224486 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Das Erwerbstätigen-Modell 2 mit drei erklärenden Variablen ließ sich für die SVB nicht reproduzieren. Dafür habe ich als Vereinfachung des SVB-Modells 1 dieses Modell 2 gefunden, das ebenfalls ohne die Geschäftserwartungen mit ihrem negativen Koeffizienten auskommt und lediglich die Veränderungsrate von Arbeitslosen und Arbeitslosenversicherten enthält.

Abbildung 11: Anpassung von Modell 2

Für die geringe Zahl von nur zwei Regressoren ist die Anpassung von Modell 2 immer noch sehr ordentlich, wenn man bedenkt, dass das Modell 1 mit immerhin fünf Regressoren auch „nur“ 73 % der Variation in der Veränderungsrate der SVB erklärt (vgl. Tabelle 23). Freilich ist bei einem Bestimmtheitsmaß von 62,9 % zu befürchten, dass das Modell 2 keine ganz befriedigenden Prognosen liefert. Die schlechte Anpassung im Jahr 2004 zeigt, dass Arbeitslosigkeit und Arbeitslosenversicherte - hier die einzigen erklärenden Variablen - auch für die schlechte Anpassung des Modells 1 in jenem Jahr zumindest mitverantwortlich sind. Dennoch habe ich mich entschlossen, dieses Modell exemplarisch für andere mögliche einfache Modelle zu präsentieren. Die Residuen des Modells 2 sind nach dem beschriebenen Dickey-Fuller-Test immerhin zum 8 %-Niveau stationär.

Die gleichen Stabilitätstests wie für die Erwerbstätigen-Modelle (siehe Kasten „Zu den Stabilitätstests“ im Abschnitt 2) haben für Modell 1 nur wenig Signifikanz von Instabilität erbracht (siehe den Anhang „Stabilitätstests der reinen Indikatoren-Modelle für die SVB“). Darum und nach den Erfahrungen mit den Erwerbstätigen-Modellen erschien es mir nicht lohnend, dieses Modell über einen verkürzten Stützzeitraum zu schätzen. Bei Modell 2 gab es deutliche Signifikanz von Instabilität, allerdings uneinheitlich. Insbesondere deckten die Prognosetests Instabilität um die Jahreswende 2003/2004 auf, welche durch eine Verkürzung des Stützzeitraums nicht beseitigt werden könnte. Aus diesen Gründen betrachte ich in diesem Abschnitt keine verkürzten Stützzeiträume.

Tabelle 25, Tabelle 26 und Tabelle 27 enthalten die Durchschnitte der Wurzeln der mittleren quadratischen Prognosefehler (Root mean squared errors) der SVB-Modelle 1 und 2 und des AR(4)-Modells für die SVB. Die drei Tabellen unterscheiden sich in den Zeiträumen, über die die Prognosen erstellt und die Durchschnitte der Prognosefehler gebildet wurden.

Tabelle 25: Root mean squared error (in 1.000 Personen) bei unterschiedlichen Prognosehorizonten für Ex-ante-Prognosen ab Anfang 1998

| Prognosehorizont | Modell 1 | Modell 2 | AR(13) |
|------------------|----------|----------|--------|
| 1 | 15.28 | 17.57 | 2.195 |
| 2 | 25.25 | 28.05 | 6.382 |
| 3 | 35.75 | 38.26 | 13.09 |
| 4 | 46.20 | 47.92 | 22.25 |
| 5 | 56.32 | 56.66 | 33.31 |

Tabelle 26: Root mean squared error (in 1.000 Personen) bei unterschiedlichen Prognosehorizonten für Ex-ante-Prognosen ab Anfang 2000

| Prognosehorizont | Modell 1 | Modell 2 | AR(4) |
|------------------|--------------|--------------|--------------|
| 1 | 13.39 | 15.18 | 1.972 |
| 2 | 21.62 | 24.09 | 5.377 |
| 3 | 29.91 | 32.63 | 10.53 |
| 4 | 37.76 | 40.64 | 17.33 |
| 5 | 44.84 | 47.71 | 25.33 |

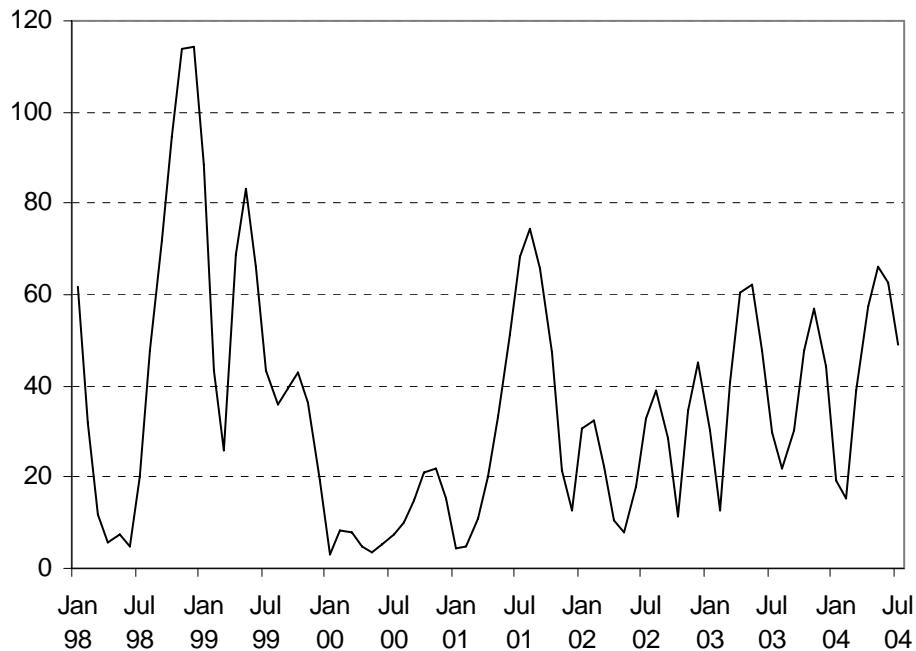
Tabelle 27: Root mean squared error (in 1.000 Personen) bei unterschiedlichen Prognosehorizonten für Ex-ante-Prognosen ab Anfang 2002

| Prognosehorizont | Modell 1 | Modell 2 | AR(4) |
|------------------|--------------|--------------|--------------|
| 1 | 16.06 | 19.28 | 2.151 |
| 2 | 25.98 | 30.99 | 5.952 |
| 3 | 35.71 | 42.31 | 11.92 |
| 4 | 44.61 | 52.76 | 20.05 |
| 5 | 52.08 | 61.72 | 29.59 |

Die reinen Indikatoren-Modelle sagen die SVB schlechter vorher als die gesamte Erwerbstätigkeit. Dies ist angesichts der geringeren Zahl von Regressoren und der schlechteren Anpassung der SVB-Modelle allerdings nicht verwunderlich.

Über den Gesamt-Zeitraum ab 1998 sind die Prognosefehler im Durchschnitt deutlich höher, als wenn man die Jahre 1998/99 weglässt. Wenn man auch die Jahre 2000/2001 weglässt, werden die durchschnittlichen Fehler erneut höher. Dies ist bei den SVB ebenso der Fall wie bei den Erwerbstätigen und liegt daran, dass in den ersten beiden Jahren die Fehler besonders groß sind, sie dann stark zurückgehen und gegen Ende wieder ansteigen, vgl. Abbildung 7. 1998/99 ist nämlich die Veränderungsrate der SVB ebenso wie die der Erwerbstätigen besonders volatil, weshalb bereits die Anpassung (die Ex-post-Prognose) der Modelle relativ schlecht ist, in den Jahren 2000 bis 2002 sind dann die Modelle relativ gut an die mehr oder weniger stetig fallende SVB-Veränderungsrate angepasst, und besonders 2004 ist die Anpassung dann wieder geringer, vgl. Abbildung 10 und Abbildung 11.

Abbildung 12: Root mean squared error des SVB-Modells 1 (in Tsd. Personen, Durchschnitt über einen Prognosehorizont von jeweils drei Monaten für einen bestimmten Informationsstand ab Januar 1998)



6.3 Erweiterte autoregressive Modelle

Auch zur Prognose der SVB habe ich wie bei den Erwerbstätigen die autoregressiven Modelle um Konjunkturindikatoren erweitert. Ich habe dieselben Variablen getestet wie bei den Erwerbstätigen-Modellen in Abschnitt 4: ifo-Geschäftserwartungen, ifo-Geschäftslagebeurteilung, ZEW-Konjunkturerwartungen, die Auftragseingänge im Verarbeitenden Gewerbe, den Zugang an offenen Stellen und den DAX. Für die SVB habe ich deutlich weniger AR-Modelle gefunden, bei denen zusätzlich mindestens eine exogene Variable wenigstens zum 10-Prozent-Niveau signifikant war. Dies gilt besonders für das AR(4)-Modell, wo sich lediglich Geschäftsbeurteilungen und Stellenzugänge als hilfreich erwiesen. Beim AR(13)-Modell waren dies daneben der DAX sowie die Geschäfts- und die Konjunkturerwartungen. Die Ergebnisse im Einzelnen befinden sich im Anhang „Erweiterte AR-Modelle für die SVB“. Einen Überblick über die Modelle und ihre Prognosegüte geben Tabelle 14 bis Tabelle 17.

Tabelle 28: Root mean squared error (in 1.000 Personen) der erweiterten AR(4)-Modelle bei unterschiedlichen Prognosehorizonten für Ex-ante-Prognosen von Anfang 1998 bis Ende 2004

| Prognosehorizont | AR(4) | AR(4) + Geschäftslage | AR(4) + Stellenzugang |
|------------------|--------------|-----------------------|-----------------------|
| 1 | 2.553 | 2.493 | 2.577 |
| 2 | 7.322 | 7.069 | 7.480 |
| 3 | 14.86 | 14.25 | 15.24 |
| 4 | 25.13 | 23.64 | 25.52 |
| 5 | 37.45 | 34.39 | 37.37 |

Tabelle 29: Root mean squared error (in 1000 Personen) der erweiterten AR(4)-Modelle bei unterschiedlichen Prognosehorizonten für Ex-ante-Prognosen ab Anfang 2000

| Prognosehorizont | AR(4) | AR(4) + Geschäftslage | AR(4) + Stellenzugang |
|------------------|--------------|-----------------------|-----------------------|
| 1 | 1.972 | 1.814 | 1.967 |
| 2 | 5.377 | 4.744 | 5.411 |
| 3 | 10.53 | 8.960 | 10.70 |
| 4 | 17.33 | 14.21 | 17.48 |
| 5 | 25.33 | 19.94 | 25.06 |

Im Vergleich zum reinen AR(4)-Modell bietet (lediglich) die Erweiterung um die Geschäftslage-Beurteilung eine Verbesserung der Prognosen. Das AR(13)-Modell wird nur durch die Erweiterung um den DAX übertroffen. Also ist über den längeren Zeitraum das Modell AR(13) + DAX am besten. Betrachtet man aber die Prognosegüte in der neueren Zeit als relevant, so ist das Modell AR(4) + Geschäftslage-Beurteilung das am besten geeignete.

Tabelle 30: Root mean squared error (in 1.000 Personen) der erweiterten AR(13)-Modelle bei unterschiedlichen Prognosehorizonten für Ex-ante-Prognosen von Anfang 1998 bis Ende 2004

| Prognosehorizont | AR(13) | AR(13) + DAX | AR(13) + DAX + Stellenzugang | AR(13) + Geschäftslage |
|------------------|--------|--------------|------------------------------|------------------------|
| 1 | 2.195 | 2.162 | 2.561 | 2.374 |
| 2 | 6.382 | 6.203 | 7.818 | 6.861 |
| 3 | 13.09 | 12.64 | 16.56 | 13.98 |
| 4 | 22.25 | 21.35 | 28.48 | 23.29 |
| 5 | 33.31 | 31.48 | 42.69 | 34.12 |

| Prognosehorizont | AR(13) + Geschäftserwartungen + Stellenzugang | AR(13) + Stellenzugang | AR(13) + Konjunkturerwartungen |
|------------------|---|------------------------|--------------------------------|
| 1 | 2.559 | 2.377 | 2.697 |
| 2 | 7.673 | 6.937 | 8.240 |
| 3 | 16.23 | 14.25 | 17.65 |
| 4 | 27.90 | 23.79 | 30.47 |
| 5 | 42.37 | 35.13 | 46.19 |

Tabelle 31: Root mean squared error (in 1.000 Personen) der erweiterten AR(13)-Modelle bei unterschiedlichen Prognosehorizonten für Ex-ante-Prognosen ab Anfang 2000

| Prognosehorizont | AR(13) | AR(13) + DAX | AR(13) + DAX + Stellenzugang | AR(13) + Geschäftslage |
|------------------|--------|--------------|------------------------------|------------------------|
| 1 | 2.004 | 1.931 | 2.154 | 2.213 |
| 2 | 5.824 | 5.437 | 6.176 | 6.365 |
| 3 | 11.82 | 10.92 | 12.45 | 12.94 |
| 4 | 19.66 | 17.95 | 20.47 | 21.51 |
| 5 | 28.86 | 25.67 | 29.67 | 31.56 |

| Prognosehorizont | AR(13) + Geschäftserwartungen + Stellenzugang | AR(13) + Stellenzugang | AR(13) + Konjunkturerwartungen |
|------------------|---|------------------------|--------------------------------|
| 1 | 2.262 | 2.200 | 2.013 |
| 2 | 6.626 | 6.310 | 5.762 |
| 3 | 13.69 | 12.73 | 12.13 |
| 4 | 22.82 | 20.78 | 20.66 |
| 5 | 33.87 | 30.21 | 30.73 |

Wie bei den Erwerbstätigen-Modellen wirkt sich auch hier die Ergänzung der AR-Modelle durch exogene Variablen nicht nennenswert auf die Stabi-

litätstests aus. Daher erschien es mir auch bei den erweiterten Modellen nicht sinnvoll, den Stützzeitraum zu verkürzen.

Interessant ist allerdings, dass bei den SVB-Modellen anders als bei den Erwerbstätigen-Modellen das Hinzunehmen von Konjunkturindikatoren den Prognoselag reduziert, vgl. Tabelle 32. Beim AR(4)-Modell ohne Ergänzung liegt die maximale Korrelation bei einem Lag von zwei Monaten, bei Ergänzung durch Stellenzugang oder Geschäftslage nur bei einem Lag von einem Monat. Die Prognosen des reinen AR(13)-Modells hinken um einen Monat hinterher, die des AR(13)-Modells mit den Stellenzugängen dagegen gar nicht; die Erweiterung um DAX und Geschäftslagebeurteilung vermindert immerhin die Differenz der Korrelationskoeffizienten der Lags 1 und 0. Die Konjunkturindikatoren verbessern also die Vorhersage von Wendepunkten in der SVB.

Tabelle 32: Kreuzkorrelation der Drei-Monats-Prognose (verschiedene Lags) mit der Veränderungsrate der Erwerbstätigenzahl, gemessen von Anfang 1998 bis Ende 2004

| Lag | AR(4) | AR(4) + Stellenzugang | AR(4) + Geschäftslage | AR(13) | AR(13) + DAX | AR(13) + Stellenzugang | AR(13) + Geschäftslage |
|-----|-------|-----------------------|-----------------------|--------|--------------|------------------------|------------------------|
| 0 | 0.910 | 0.903 | 0.917 | 0.905 | 0.912 | 0.885 | 0.919 |
| 1 | 0.963 | 0.946 | 0.965 | 0.942 | 0.941 | 0.877 | 0.931 |
| 2 | 0.965 | 0.942 | 0.963 | 0.922 | 0.921 | 0.830 | 0.906 |

Um die Prognosegüte dieser Modelle zu veranschaulichen, habe ich in Abbildung 13 bis Abbildung 15 für das um die Geschäftslage-Beurteilung erweiterte AR(4)-Modell die Zeitreihe der Ein-Monats-Prognosen, der Zwei-Monats-Prognosen und der Drei-Monats-Prognosen der SVB-Veränderungsrate jeweils zusammen mit der Reihe der entsprechenden Ist-Werte der Jahre 2000 bis 2004 abgetragen.

Abbildung 13: Tatsächliche Veränderungsrate (durchgezogen) und Ein-Monats-ex-ante-Prognose (gestrichelt) mit dem Modell AR(4) + Geschäftslage, jeweils in Prozent, geschätzt über den Zeitraum 1994/XI – 2004/X

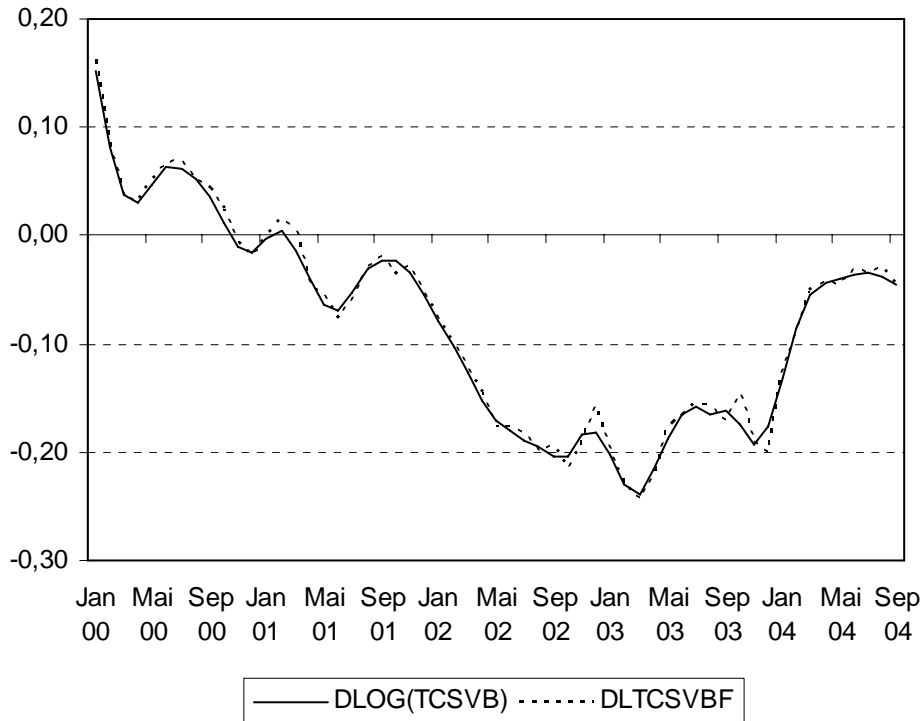


Abbildung 14: Tatsächliche Veränderungsrate (durchgezogen) und Zwei-Monats-ex-ante-Prognose (gestrichelt) mit dem Modell AR(4) + Geschäftslage, jeweils in Prozent, geschätzt über den Zeitraum 1994/XI – 2004/X

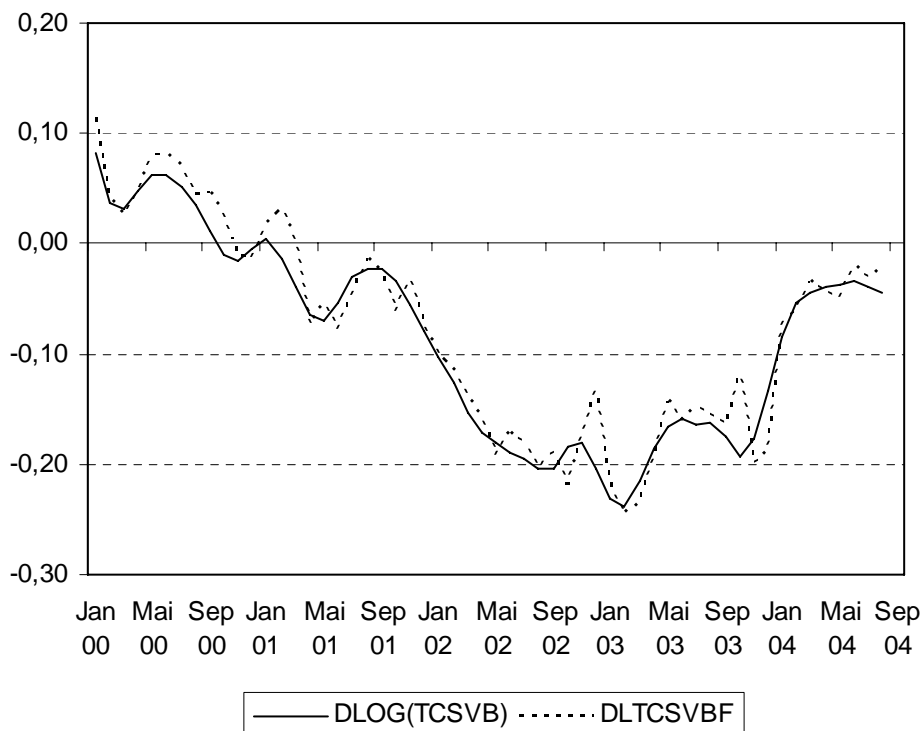
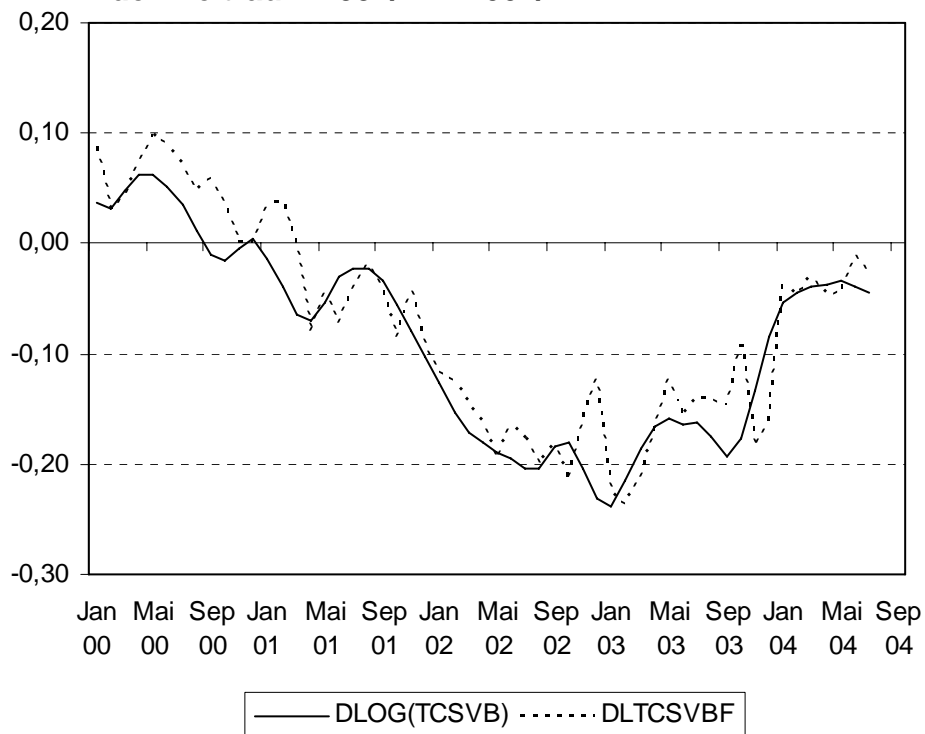


Abbildung 15: Tatsächliche Veränderungsrate (durchgezogen) und Drei-Monats-ex-ante-Prognose (gestrichelt) mit dem Modell AR(4) + Geschäftslage, jeweils in Prozent, geschätzt über den Zeitraum 1994/XI – 2004/X



7 Praktische Anwendung in der kurzfristigen Arbeitsmarktprognostik

Schließlich möchte ich noch die Anwendbarkeit der Modelle in der Praxis demonstrieren. Dazu habe ich exemplarisch die SVB-Modelle mit den kleinsten Prognosefehlern im Durchschnitt des Gesamtzeitraums bzw. des Teilzeitraums 2000 bis 2004, AR(13) + DAX und AR(4) + Geschäftslage, mit den neuesten Daten (Informationsstand Januar 2006) aktualisiert und mit ihnen Prognosen erstellt. Tabelle 33 enthält den Vergleich der alternativen Prognosen mit den entsprechenden Ist-Werten, und zwar für die letzten drei Monate, für die bei Redaktionsschluss Ist-Werte verfügbar waren. Hier kommt das Modell AR(4) + Geschäftslage, dessen Prognosen bereits 2000 bis 2004 im Durchschnitt besser waren, den amtlichen Daten näher.

Tabelle 33: Prognostizierte und tatsächliche Zunahmen der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung (glatte Komponente) am aktuellen Rand vor Redaktionsschluss (im Januar 2006)

| | Aug 05 | Sep 05 | Okt 05 | Mittel |
|------------------------------|--------|--------|--------|--------|
| AR(13) + DAX | | | | |
| in 1.000 gegenüber Vormonat | 12,6 | 21,7 | 24,5 | 19,6 |
| in % gegenüber Vormonat | 0,048 | 0,083 | 0,093 | 0,075 |
| AR(4) + Geschäftslage | | | | |
| in 1.000 gegenüber Vormonat | 11,3 | 18,2 | 19,4 | 16,3 |
| in % gegenüber Vormonat | 0,043 | 0,069 | 0,074 | 0,062 |
| Ist | | | | |
| in 1.000 gegenüber Vormonat | 9,8 | 14,1 | 17,2 | 13,7 |
| in % gegenüber Vormonat | 0,038 | 0,054 | 0,066 | 0,053 |

Die SVB hat also nach dem letzten Informationsstand vor Redaktionsschluss wieder zugenommen. Diese Zunahme ist von beiden Modellen vorhergesagt und sogar überschätzt worden.

Tabelle 34 zeigt die neuesten Ex-ante-Prognosen für die Monate, für die noch keine Ist-Werte vorlagen. Beide Modelle prognostizierten erneut saisonbereinigte Zunahmen, und zwar stärkere als die zuletzt beobachteten.

Tabelle 34: Prognosen der ersten drei bei Redaktionsschluss noch nicht bekannten Monatswerte der SVB (glatte Komponente, Zunahmen gegenüber dem jeweiligen Vormonat)

| | Nov 05 | Dez 05 | Jan 06 | Mittel |
|------------------------------|--------|--------|--------|--------|
| AR(13) + DAX | | | | |
| in 1.000 gegenüber Vormonat | 19,3 | 18,9 | 15,9 | 18,0 |
| in % gegenüber Vormonat | 0,073 | 0,072 | 0,06 | 0,068 |
| AR(4) + Geschäftslage | | | | |
| in 1.000 gegenüber Vormonat | 20,1 | 23,5 | 24,7 | 22,8 |
| in % gegenüber Vormonat | 0,079 | 0,09 | 0,094 | 0,088 |

8 Zusammenfassung und Forschungsperspektiven

Um die zeitliche Lücke zwischen dem jeweiligen Monatsmonat und der Veröffentlichung der Daten von Erwerbstätigkeit und sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung zu überbrücken, habe ich verschiedene Prognosen

semodelle geschätzt und im Hinblick auf Anpassung, Stationarität, Stabilität und Prognosefähigkeit getestet und verglichen. Auf der einen Seite sind dies autoregressive Modelle, die die Entwicklung der Beschäftigungsvariablen ausschließlich aus ihrer eigenen Vergangenheit heraus erklären, auf der anderen Seite sind es Indikatoren-Modelle, die völlig auf verzögerte Werte der endogenen Variablen verzichten. Es hat sich gezeigt, dass „zukunftsorientierte“ Konjunkturvariablen, die Erwartungen bezüglich des künftigen Konjunkturverlaufs widerspiegeln, durchaus zur Erklärung der Beschäftigungsentwicklung beitragen können. Es verbleibt jedoch ein unerklärter Rest, der sich in Autokorrelation der Residuen der Modellschätzungen niederschlägt. Die Modellparameter werden nicht effizient, d. h. mit der geringstmöglichen Streuung, geschätzt. Folglich sind die Prognosen der autoregressiven Modelle besser, ihre durchschnittlichen Prognosefehler sind deutlich geringer. Dennoch befriedigen auch die autoregressiven Modelle nicht voll. Aufgrund ihrer Vergangenheitsbasiertheit hinken ihre Prognosen hinterher, und vor allem liefern sie keine ökonomische Erklärung. Um die Vorteile der beiden Modellierungsansätze zu nutzen, habe ich versucht, sie zu kombinieren, indem ich die autoregressiven Modelle um Konjunkturindikatoren erweitert habe. Zwar waren in diesen kombinierten Modellen nie mehr als zwei Indikator-Variablen signifikant, doch haben diese Modelle immerhin einen gewissen ökonomischen Gehalt, und gleichzeitig weisen die Residuen keine unerklärte Struktur mehr auf. Teilweise verbessert die Erweiterung durch Konjunkturindikatoren die Prognosen der autoregressiven Modelle, wenn auch nur wenig. Bei der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung reduzieren die Konjunkturindikatoren den Prognoselag, sodass Wendepunkte besser vorhergesagt werden können.

Weder für die Erwerbstätigen noch für die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung gibt es ein Modell, das in jedem Zeitraum bessere Prognosen liefert als alle anderen Modelle. Das gilt sowohl für den autoregressiven Teil, also die Verzögerungen der abhängigen Variablen, als auch für die ergänzenden exogenen Variablen. Ein Modell, das in der jüngeren Vergangenheit (z. B. ab 2000) geringere Prognosefehler aufweist, ist nicht notwendigerweise auch in Zukunft das besser geeignete Modell, weil die abhängigen Variablen, also die Veränderungsraten von Erwerbstätigkeit bzw. sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung, nicht unbedingt weiterhin so glatt verlaufen werden wie in den Jahren 2000 bis 2004. Außerdem

kann sich die relative Vorteilhaftigkeit von Modellen durch die regelmäßig durchgeführten Revisionen der Erwerbstätigendaten verschieben. Doch es stehen verschiedene Modelle zur Auswahl, deren Prognosegüte sich nicht wesentlich unterscheidet und die man daher alternativ verwenden kann.

Die in den Abschnitten 2 bis 6 präsentierten Schätzungen beruhen auf dem Informationsstand von Januar 2005. Neuere Daten habe ich nicht dort berücksichtigt, da jene von den Sondereinflüssen der SGB II-Arbeitsmarktreform geprägt sind. Das betrifft vor allem die reinen Indikatoren-Modelle, die als erklärende Variable die Arbeitslosenzahl enthalten. Zumal nach dem Inkrafttreten der Arbeitsmarktreform nicht sofort ein neuer „Normalzustand“ erreicht sein wird, könnte es sinnvoll sein, bis auf Weiteres mit „reformbereinigten“ Beschäftigungs- und Arbeitslosendaten zu arbeiten, soweit diese verfügbar sind. Denn sie stellen den „Grundstrom“ der Arbeitsmarktentwicklung - ohne Sondereinflüsse - dar, auf den es letztlich ankommt.

Um die Prognosegüte besonders der reinen Indikatoren-Modelle zu erhöhen, könnte es außerdem hilfreich sein, statt auf Personenzahlen auf das *Arbeitsvolumen* abzustellen oder die Schätzung nach Ost- und Westdeutschland oder nach Wirtschaftszweigen zu differenzieren. Das wäre eine mögliche weitere Forschungsaufgabe.

Ein Teil der Modelle ist von der SGB II-Reform nicht betroffen. Das sind die reinen und erweiterten AR-Modelle für die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung, welche weder die Arbeitslosen- noch die Erwerbstätigenzahl enthalten. Diese können bereits in der hier präsentierten Form für aktuelle Prognosen genutzt werden.

Literatur

Bach H.-U./C. Gaggermeier/A. Kettner/T. Rothe/E. Spitznagel/S. Wanger (2004): Entwicklung des Arbeitsmarktes im Jahr 2005. IAB-Kurzbericht 17/2004.

Bach, H.-U./C. Gaggermeier/A. Kettner/S. Klinger/T. Rothe/E. Spitznagel/S. Wanger (2005): Arbeitsmarkt 2005: Zwischenbilanz und Perspektiven. IAB-Kurzbericht 10/2005.

Bach, H.-U./C. Gaggermeier/S. Klinger (2005): Woher kommt die Tal- fahrt? IAB-Kurzbericht 26/2005.

- Benner, J./C.-P. Meier (2004): Prognosegüte alternativer Frühindikatoren für die Konjunktur in Deutschland. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 224/6; auch erhältlich als Kieler Arbeitspapier 1139. <http://www.uni-kiel.de/ifw/pub/kap/2003/kap1139.pdf>
- Beaulieu, J.J./J.A. Miron (1992): Seasonal Unit Roots in Aggregate U.S. Data. NBER Technical Paper Series No. 126.
- Breitung, J./D. Jagodzinski (2001): Prognoseeigenschaften alternativer Indikatoren für die Konjunkturentwicklung in Deutschland. *Konjunkturpolitik* 47: 292-314.
- Brown, R.L./J. Durbin/J.M. Evans (1975): Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 47, 149-192.
- Bundesagentur für Arbeit (2006): Arbeitsmarkt in Zahlen – Beschäftigung in Deutschland – Monatszahlen - Dezember 2005 - Monatszahlen nach Ländern und wirtschaftsfachlicher Gliederung.
- Cesifo (2005): ifo Geschäftsklima Deutschland. http://www.cesifo.de/pls/cesifo_app/CESifoFrameSet.SwitchFrame?factor=10&page=/link/gk-e.htm
- Fritsch, S./S. Lüken (2004): Erwerbstätigkeit in Deutschland - Methodische Grundlagen und Ergebnisse der Erwerbstätigenrechnung in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen. *Wirtschaft und Statistik* 2/2004: 139-147.
- Gaggermeier, C. (2004): Searching Leading Indicators for Employment in Germany: Some Simple Regression Models, Conference Proceedings of the 88th International Conference of the Applied Econometrics Association in Mons, erschienen auf CD-ROM. 2004.
- Hamilton, J.D. (1994): *Time Series Analysis*. 2nd edition. Princeton University Press.
- Hassler, U. (2003): Zeitabhängige Volatilität und instationäre Zeitreihen – zum Nobelpreis an Robert F. Engle und Clive W.J. Granger. *Wirtschaftsdienst* 12/2003. 811-816.
- Hott, C./A. Kunkel (2004): Ein ifo-Beschäftigungsindikator. *Ifo-Schnelldienst* 6/2004: 53-57.
- Hüfner, F./M. Schröder (2001): Unternehmens- versus Analystenbefragungen – zum Prognosegehalt von ifo-Geschäftserwartungen und ZEW-Konjunkturerwartungen. ZEW Discussion Paper 01-04. <ftp://ftp.zew.de/pub/zew-docs/dp/dp0104.pdf>
- Hylleberg, S./R. Engle/C.W.J. Granger/B.S. Yoo (1990): Seasonal Integration and Co-integration. *Journal of Econometrics* 44: 215-238.

Ljung, G./G. Box (1979): On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models, *Biometrika* 66, 265-270.

Morgan, S. (2003): Erwerbstätigkeit geht weiter zurück. *Wirtschaftswoche* 26/2003: 35.

Newey, W./K. West (1987): A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica* 55, 703-708.

Oppenländer, K.H. (1995): *Konjunkturindikatoren*, Oldenbourg.

Statistisches Bundesamt (2006): *Statistik von A bis Z – Erwerbstätige in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen*.
<http://www.destatis.de/presse/deutsch/abisz/erwerbstaetige.htm>

Verbeek, M. (2004): *A Guide to Modern Econometrics*. 2nd edition. Wiley.

ZEW (2005)

<http://www.zew.de/de/publikationen/Konjunkturerwartungen/konjunkturerwartungenberechnung.php3>

Anhang 1: Alternative AR-Spezifikationen für die Erwerbstätigenzahl

Bei einem gesetzten Maximallag von 18 resultiert für die Veränderungsrate der Erwerbstätigenzahl ein autoregressives Modell der Ordnung 17 (AR(17)-Modell), da der 18. Lag insignifikant ist:

Tabelle 35: AR(17)-Modell für die Erwerbstätigenzahl

Dependent Variable: DLOG(TCET)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1993M01 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | 4.49E-06 | 5.21E-06 | 0.862038 | 0.3903 |
| DLOG(TCET(-1)) | 3.046024 | 0.073848 | 41.24737 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-2)) | -4.167877 | 0.188695 | -22.08794 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-3)) | 3.112162 | 0.198165 | 15.70487 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-4)) | -1.060208 | 0.088419 | -11.99072 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-8)) | 0.123863 | 0.020654 | 5.996927 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-11)) | -0.500696 | 0.091497 | -5.472257 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-12)) | 0.753369 | 0.145087 | 5.192537 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-14)) | -1.009827 | 0.250673 | -4.028470 | 0.0001 |
| DLOG(TCET(-15)) | 1.253472 | 0.355145 | 3.529465 | 0.0006 |
| DLOG(TCET(-16)) | -0.768480 | 0.247077 | -3.110287 | 0.0023 |
| DLOG(TCET(-17)) | 0.200877 | 0.079400 | 2.529931 | 0.0126 |
| R-squared | 0.995328 | Akaike info criterion | -16.49810 | |
| Adjusted R-squared | 0.994933 | Schwarz criterion | -16.24831 | |
| Durbin-Watson stat | 2.096642 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Die verschiedenen Modellspezifikationen habe ich nicht nur anhand der Informationskriterien verglichen, sondern auch anhand des Korrelogramms ihrer Residuen überprüft. Das „**Korrelogramm**“ gibt Auskunft über die Autokorrelationsstruktur einer Zeitreihe, beispielsweise der Residuen einer Schätzung. Es besteht aus den Koeffizienten von Autokorrelation und partieller Autokorrelation verschiedener Lags sowie der „Q-Statistik“ von Ljung/Box (1979). **Partielle Autokorrelation** ist die Korrelation des Gegenwartswerts mit einem bestimmten Lag bereinigt um die Korrelation mit kleineren Lags. Die **Q-Statistik** beruht auf den geschätzten Korrelationskoeffizienten der Residuen und ist χ^2 -verteilt unter der Nullhypothese, bis zum betreffenden Lag (also einschließlich aller geringeren Lags) liege keine Autokorrelation vor (vgl. Verbeek 2004: 285).

Idealerweise ist weder Autokorrelation noch partielle Autokorrelation noch die Q-Statistik für irgendeinen Lag signifikant von null verschieden. In der Praxis lässt sich dieses Ideal jedoch nicht immer erreichen, und bei einem Signifikanzniveau - also der Wahrscheinlichkeit dafür, fälschlicherweise die Nullhypothese keiner (partiellen) Autokorrelation abzulehnen - von 5 % ist erwartungsgemäß auch bei Gültigkeit der Nullhypothese (partielle) Autokorrelation auf einem von 20 Lags signifikant.

Der Einfachheit halber gebe ich hier nur die P-Werte der Q-Statistik für die ausgewählten Lags 4 und 12 an. In der Q-Statistik für den vierten Lag schlägt sich nämlich Autokorrelation in den vier ersten Lags nieder und der für den zwölften Lag insbesondere Autokorrelation mit dem Vorjahresmonat. Damit sind diejenigen Lags „abgedeckt“, bei denen am häufigsten Autokorrelation auftritt. Der P-Wert ist das Signifikanzniveau, zu dem die Nullhypothese gerade abgelehnt würde.

Beim AR(6)-Modell beträgt der P-Wert der Q-Statistik für die vierte Verzögerung (abgerundet) 0,96 und für die zwölfte Verzögerung 0,03, beim AR(13)-Modell sind es 0,99 bzw. 0,26 und beim AR(17)-Modell 0,95 bzw. 0,69. Während beim AR(17)-Modell überhaupt keine Autokorrelation mehr zum 5%-Niveau signifikant ist, ist sie es beim AR(13)-Modell auf dem zwölften Lag und beim AR(6)-Modell sogar auf dem zehnten und dem zwölften.

Anhang 2: Stabilitätstests

Für ein Prognosemodell ist es von entscheidender Bedeutung, dass es nicht nur innerhalb des Stützzeitraums, dessen Daten bei der Schätzung der Parameter genutzt wurden, mit den Daten vereinbar ist, sondern auch darüber hinaus. Ist dies gegeben, so bezeichnet man das Modell als „stabil“. Natürlich kann man nicht vorausschauend überprüfen, ob ein Modell auch in der Zukunft stabil sein wird. Aber es gibt Tests, mit denen man das rückblickend tun kann. Man prüft dabei, ob ein Modell in der Vergangenheit stabil war. Falls ja, kann man mit einiger Berechtigung davon ausgehen, dass dies wahrscheinlich auch künftig zutreffen wird.

Die Indikatoren-Modelle wurden eine Reihe von rekursiven Stabilitätstests unterzogen:

- **Ein-Schritt-Prognosetest** (nach Brown/Durbin/Evans 1975): Beginnend mit dem kürzest möglichen Teil-Stützzeitraum am Anfang des Gesamt-Stützzeitraums wird das Modell geschätzt. Anschließend wird die Erwerbstätigenzahl für den ersten aus damaliger Sicht in der Zukunft liegenden Monat prognostiziert und die Differenz aus Prognose- und Istwert wird so normiert, dass sie unter der Nullhypothese, dass das Modell in der Prognoseperiode noch gilt, dieselbe Varianz hat wie die Störvariable der Schätzgleichung. Ist die besagte Differenz gemessen an dieser Varianz (geschätzt) zu groß, wird die Stabilitätshypothese abgelehnt. Dieser Test wird für alle möglichen Teil-Stützzeiträume - beginnend jeweils im Januar 1993 - wiederholt. Im Kasten „Brown-Durbin-Evans-Tests“ ist der Test formal dargestellt.
- **Chow-Prognosetest:** Hier wird - ebenfalls mit dem kürzest möglichen Teil-Stützzeitraum beginnend - die Beschäftigung für den restlichen Zeitraum zweimal prognostiziert, einmal auf Basis der Schätzung mit den Daten des Gesamtzeitraums und einmal mit denen des Teilzeitraums. Wenn die Quadratsumme der Prognosefehler mit der Teilzeitraum-Schätzung um zu viel größer ist, wird die Nullhypothese der Modellstabilität von einem geeignet spezifizierten F-Test abgelehnt. Die Teststatistik

$$F = \frac{(\tilde{e}'\tilde{e} - e'e)/T_2}{e'e/(T_1 - k)}$$

ist F-verteilt, wenn die Störvariable der Modellschätzung normalverteilt ist.

$e'e$ ist die Fehlerquadratsumme bei Anpassung des Modells an alle Beobachtungen, $\tilde{e}'\tilde{e}$ die Fehlerquadratsumme bei Anpassung des Modells an die ersten Beobachtungen, T_2 die Anzahl der prognostizierten Werte und k die Zahl der geschätzten Parameter. Die Freiheitsgrade sind also T_2 und T_1-k . - Auch dieser Test wird wie oben beschrieben wiederholt.

- **Koeffizienten-Test:** Die einzelnen Parameter der wie oben wiederholten Schätzungen werden verglichen; die Stabilitätshypothese wird abgelehnt, wenn sich der Schätzwert eines Parameters bei Verlängerung des Stützzeitraums aus dem anfänglichen Konfidenzintervall herausbewegt und umgekehrt der anfängliche Schätzwert nicht im neuen Konfidenzintervall liegt.
- **Kumulierte Residuen(-Quadrat-)Summe** (ebenfalls nach Brown/Durbin/Evans 1975): Es wird geprüft, ob die kumulierte Summe bzw. kumulierte Quadratsumme der ähnlich wie oben normierten Prognosefehler bei Verlängerung des Stützzeitraums ein geeignetes Konfidenzintervall verlässt, siehe auch den Kasten „Brown-Durbin-Evans-Tests“.

Die Brown-Durbin-Evans-Tests

In der Regressionsgleichung

$$y_{t-1} = X_{t-1} \beta_{t-1} + \varepsilon_{t-1}$$

sei y_{t-1} der Datenvektor der abhängigen Variablen von der ersten bis zur $(t-1)$ -ten Beobachtung, X_{t-1} die Datenmatrix der k unabhängigen Variablen, ε_{t-1} der entsprechende Vektor einer Störvariablen mit der Varianz σ^2 und β_{t-1} der in diesem Beobachtungszeitraum geltende Parametervektor.

Mit Hilfe der Schätzung b_{t-1} für β_{t-1} wird der Wert y_t ³⁵ für den Zeitpunkt t prognostiziert. Der Prognosefehler beträgt

$$y_t - x_t b_{t-1},$$

wobei x_t der Datenvektor der unabhängigen Variablen in t ist, und hat die Varianz

$$\sigma^2 + \sigma^2 x_t' (X_t' X_t)^{-1} x_t$$

³⁵ Kein Vektor!

Der erste Term gibt die Unsicherheit der Störvariablen in t wieder und der zweite Term die Unsicherheit der Parameterschätzung. Der standardisierte Prognosefehler

$$w_t = \frac{y_t - x_t b_{t-1}}{\sqrt{1 + x_t'(X_t'X_t)^{-1}x_t}}$$

hat die Varianz σ^2 , sofern die Nullhypothese zutrifft, dass das Modell in Periode t noch gilt und insbesondere $\beta_t = \beta_{t-1}$ ist und die Störvariable die konstante Varianz σ^2 hat. Nimmt man an, dass die Störvariable normal verteilt ist, und ist $s_T^2 = \frac{1}{T-k} \sum_{j=k+1}^T w_j^2$ ein Schätzwert für σ^2 , kann man die Nullhypothese ablehnen, wenn w_t um mindestens $2s_T$ von null entfernt ist. Der Test wird durchgeführt für alle $t = k + 1, \dots, T$.

$$W_t = \frac{1}{s_T} \sum_{j=k+1}^t w_j,$$

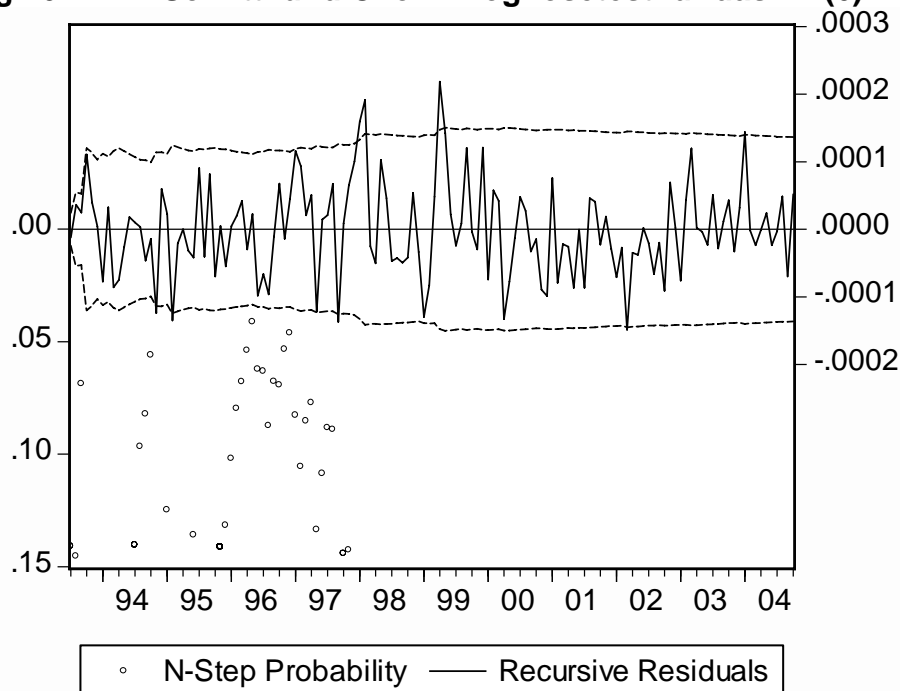
ist die kumulierte Summe der standardisierten Prognosefehler, geteilt durch die auf der Basis aller Beobachtungen geschätzte Standardabweichung s_T^2 , und

$$S_t = \frac{\sum_{j=k+1}^t w_j^2}{\sum_{j=k+1}^T w_j^2} = \frac{s_t^2(t-k)}{s_T^2(T-k)}$$

die kumulierte Quadratsumme der standardisierten Prognosefehler, geteilt durch $s_T^2(T-k)$. Unter der Nullhypothese haben s_t^2 und s_T^2 beide den Erwartungswert σ^2 , sodass S_t den zwischen null und eins liegenden und linear mit t ansteigenden Erwartungswert $(t-k)/(T-k)$ hat. Die Varianz von S_t ist unabhängig von t , während diejenige von W_t mit t linear ansteigt (vgl. Brown et al.). Die Ränder des von Brown et al. angegebenen Konfidenzintervalls verlaufen dementsprechend beim S_t -Test parallel zu einer von null bis eins ansteigenden Geraden, während sie sich beim W_t -Test symmetrisch von der Nulllinie entfernen.

Anhang 3: Stabilitätstests der reinen AR-Modelle

Abbildung 16: Ein-Schritt- und Chow-Prognosetest für das AR(6)-Modell



Der obere Teil des Diagramms zeigt die rekursiv berechneten **Ein-Schritt-Prognosefehler**³⁶ des **AR(6)-Modells** mit dem Konfidenzintervall von zwei Standardabweichungen der Residuen der Schätzgleichung. Unter der Annahme, dass die Störvariable normal verteilt ist, bedeutet das Überschreiten des Konfidenzintervalls Signifikanz zum 5 %-Niveau; zu diesem wird die Hypothese abgelehnt, dass das für den vorangegangenen Zeitraum geschätzte Modell auch in dem betreffenden Monat noch gilt. Der untere Teil enthält die P-Werte der **Chow-Prognosetests**: Ein Ring bezeichnet das Signifikanzniveau, zu dem der Prognosetest die Nullhypothese der Modellstabilität über den verbleibenden folgenden Zeitraum gerade ablehnen würde, weil das auf dem vorangegangenen Teilzeitraum basierende Modell die Daten des folgenden Teilzeitraums nicht hinreichend gut prognostizieren kann. Man beachte, dass die Ablehnung der Stabilitätshypothese zu einem bestimmten Monat nicht darauf schließen lässt, dass genau in *diesem* oder dem darauf folgenden (oder einem sonstigen bestimmten) Monat ein Strukturbruch vorliegt.

³⁶ Vergleiche den Anhang „Stabilitätstests“.

Nach dem Ein-Schritt-Prognosetest gibt es zwei Strukturbrüche 1998 und 1999, die sich auch – obschon nicht sehr deutlich – in Signifikanzen des Chow-Tests in den Jahren 1996/1997 widerspiegeln. Nach 1999 war gemäß dem Chow-Test keine Instabilität mehr signifikant, nach dem Ein-Schritt-Prognosetest nur noch in zwei Einzelfällen zum 5 %-Niveau.

Abbildung 17: Rekursiv geschätzte Koeffizienten des AR(6)-Modells mit Konfidenzintervall von zwei geschätzten Standardabweichungen (Koeffizienten in der Reihenfolge der Modellvariablen)

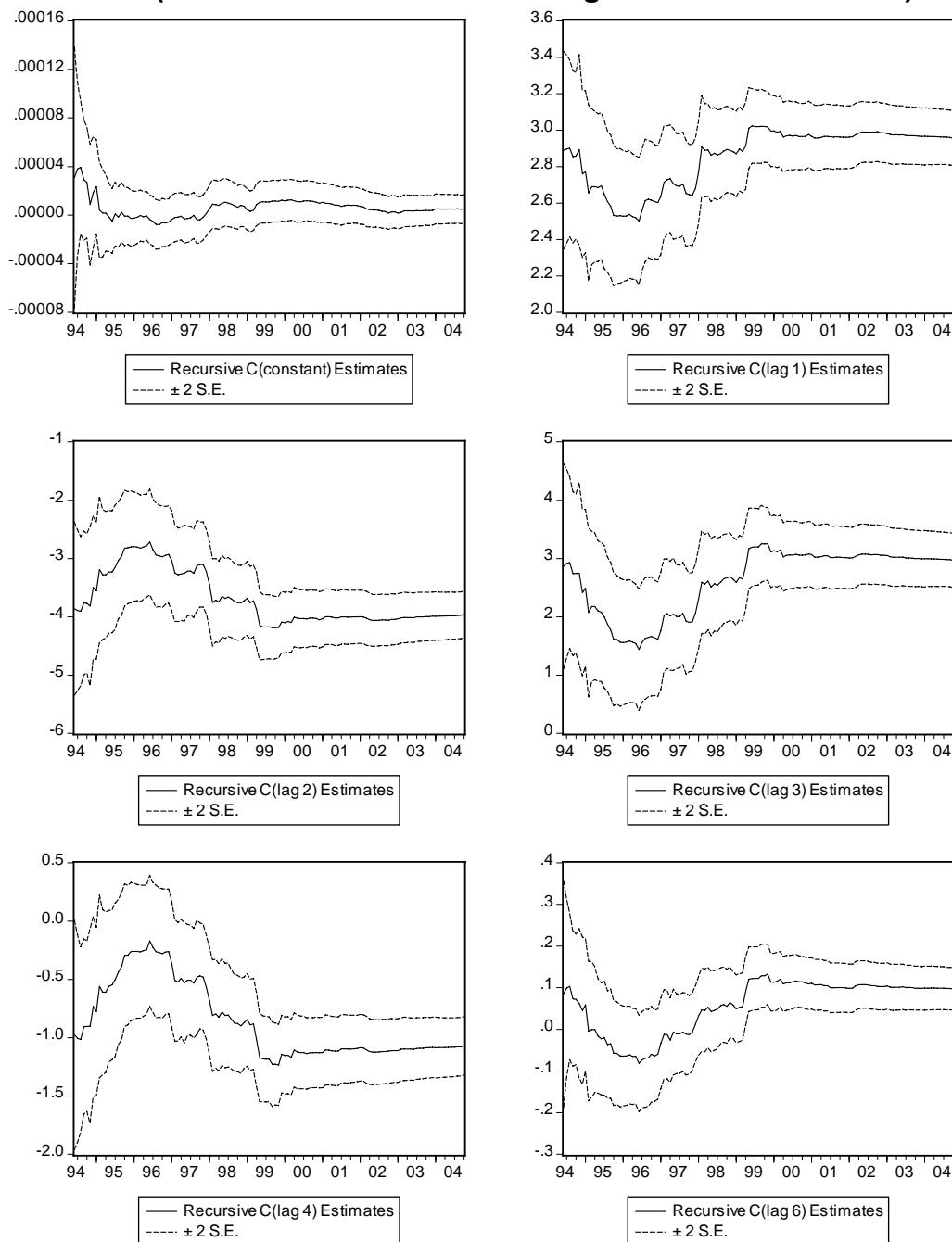


Abbildung 17 zeigt die **rekursiv geschätzten Koeffizienten** von Modell 1 in der Reihenfolge, in der sie im Output der Schätzung stehen. Unter der

Normalverteilungs-Annahme wird die Nullhypothese, dass der betreffende Parameter vom Monat A bis zum Monat B konstant bleibt, zum 5 %-Signifikanzniveau abgelehnt, wenn der Schätzwert beider Stützzeiträume (bis zum Monat A bzw. bis zum Monat B) außerhalb des Konfidenzintervalls des jeweils anderen Stützzeitraums liegt. Dies ist nach 1999 bei keinem der Parameter mehr der Fall. Bis 1999 allerdings sind in allen autoregressiven Koeffizienten (die verschiedenen Lags der endogenen Variablen sind ja stark miteinander korreliert) signifikante Veränderungen zu verzeichnen. Die auf **kumulierter Residuensumme bzw. Residuenquadratsumme** basierenden Tests wurden von Brown, Durbin und Evans (1975) eingeführt. Die Teststatistik des ersten Tests ist die bis zum Monat x kumulierte Summe der rekursiven Residuen, geteilt durch die Standardabweichung der Residuen der über den gesamten Stützzeitraum geschätzten Regression. Die Teststatistik des zweiten Tests ist der Quotient von bis zum Monat x kumulierter Summe der rekursiven Residuen und der über den Gesamtzeitraum kumulierten Summe (sodass der letzte Wert eins sein muss). Nach Abbildung 18 und Abbildung 19 bleibt sowohl die einfache Summe als auch die Quadratsumme im Falle des AR(6)-Modells zu jeder Zeit innerhalb des von Brown/Durbin/Evans angegebenen 5 %-Konfidenzintervalls; aufgrund dieses Test wird also die Stabilitätshypothese nicht abgelehnt.

Abbildung 18: Kumulierte Residuen-Summe des AR(6)-Modells mit Konfidenzintervall

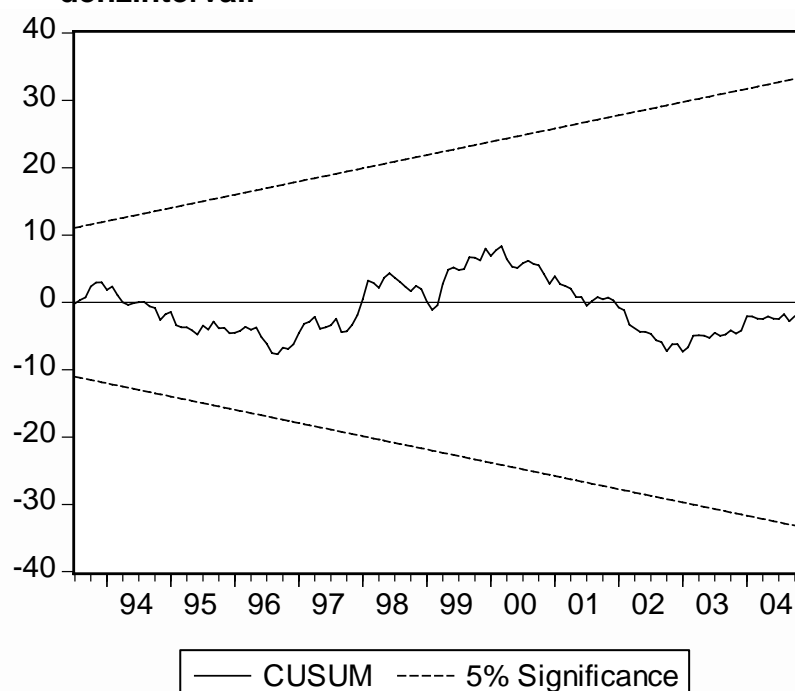


Abbildung 19: Kumulierte Residuen-Quadratsumme des AR(6)-Modells mit Konfidenzintervall

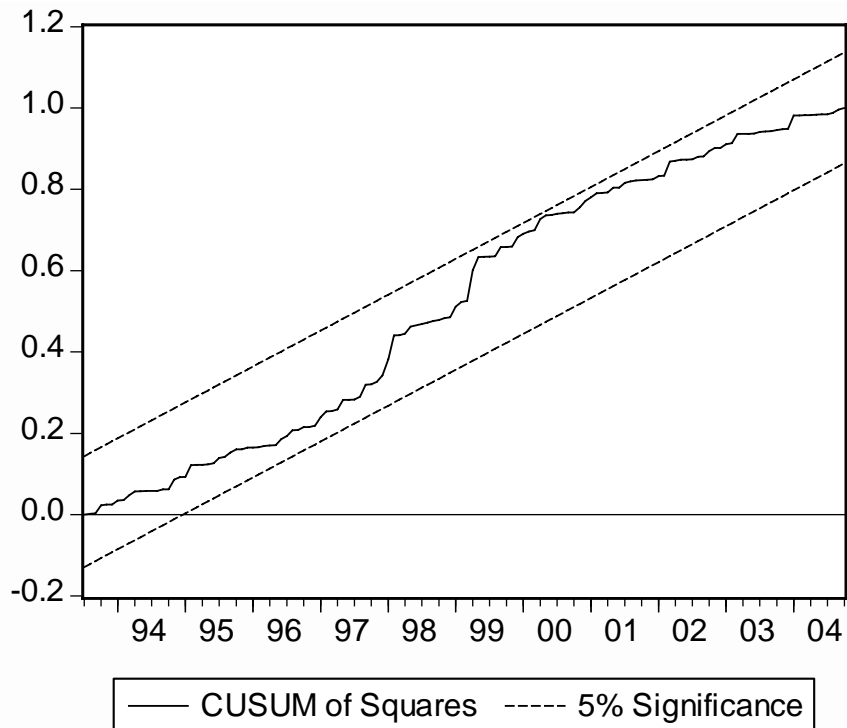
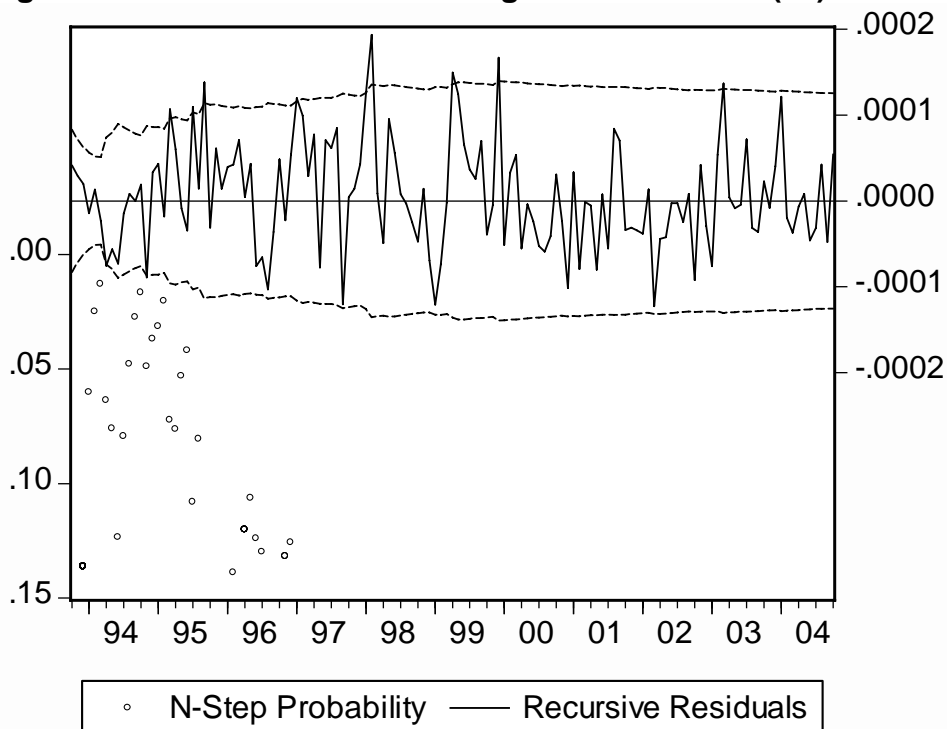


Abbildung 20: Ein-Schritt- und Chow-Prognosetest des AR(13)-Modells



Für das **AR(13)-Modell** gilt fast genau dasselbe wie für das AR(6)-Modell. Der größte Unterschied liegt in den Ergebnissen des Chow-Prognose-

tests: Hier ist ganz zu Beginn Instabilität höher signifikant, dafür ist nach 1995 gar keine Signifikanz zum 10%-Niveau mehr zu verzeichnen.

Für das **AR(17)-Modell** (vgl. Abbildung 24 bis Abbildung 27) wiederum gilt fast dasselbe wie für das AR(13)-Modell, außer dass gemäß kumulierter Residuen-Summe und -Quadratsumme in den Jahren 1999/2000 Instabilität signifikant ist.

Abbildung 21: Rekursiv geschätzte Koeffizienten des AR(13)-Modells mit Konfidenzintervall (Koeffizienten in der Reihenfolge der Modellvariablen)

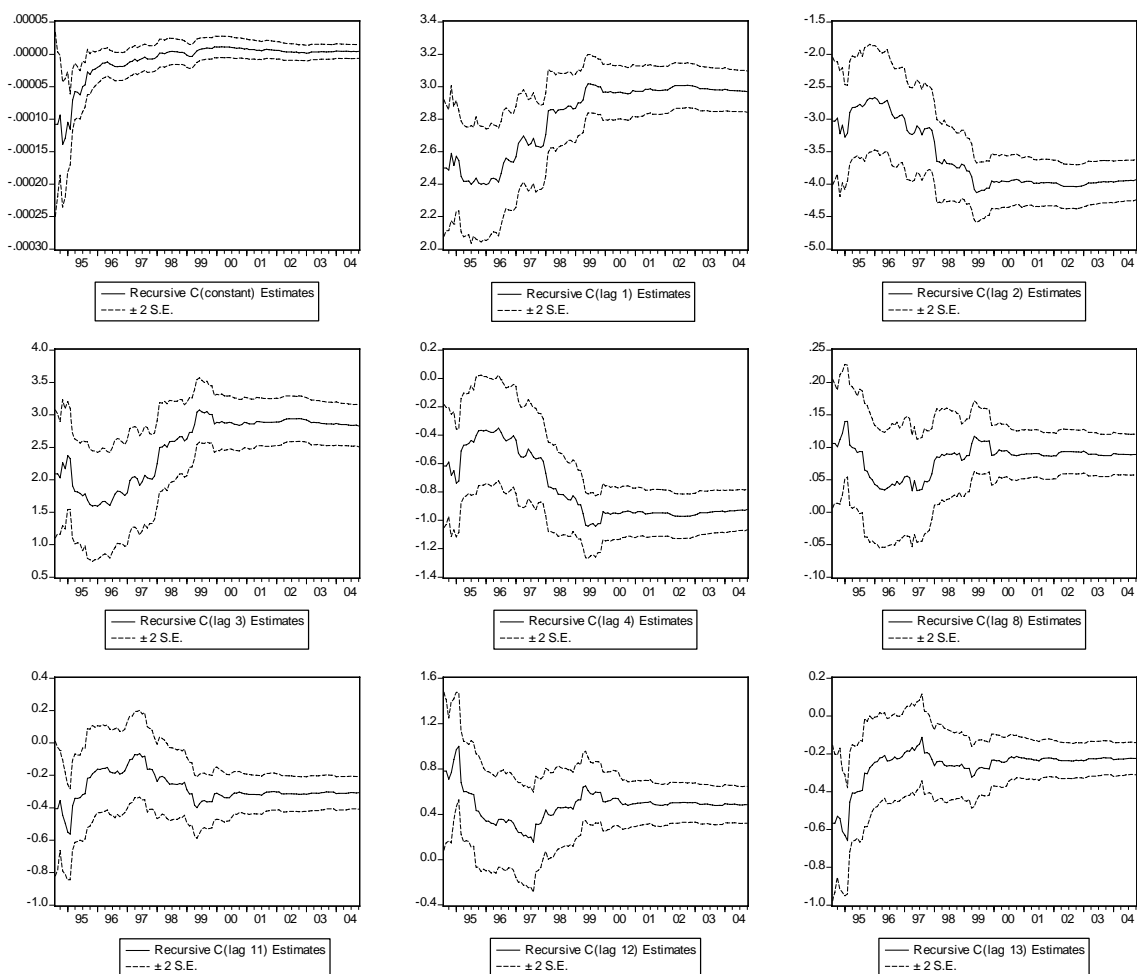


Abbildung 22: Kumulierte Residuen-Summe des AR(13)-Modells mit Konfidenzintervall

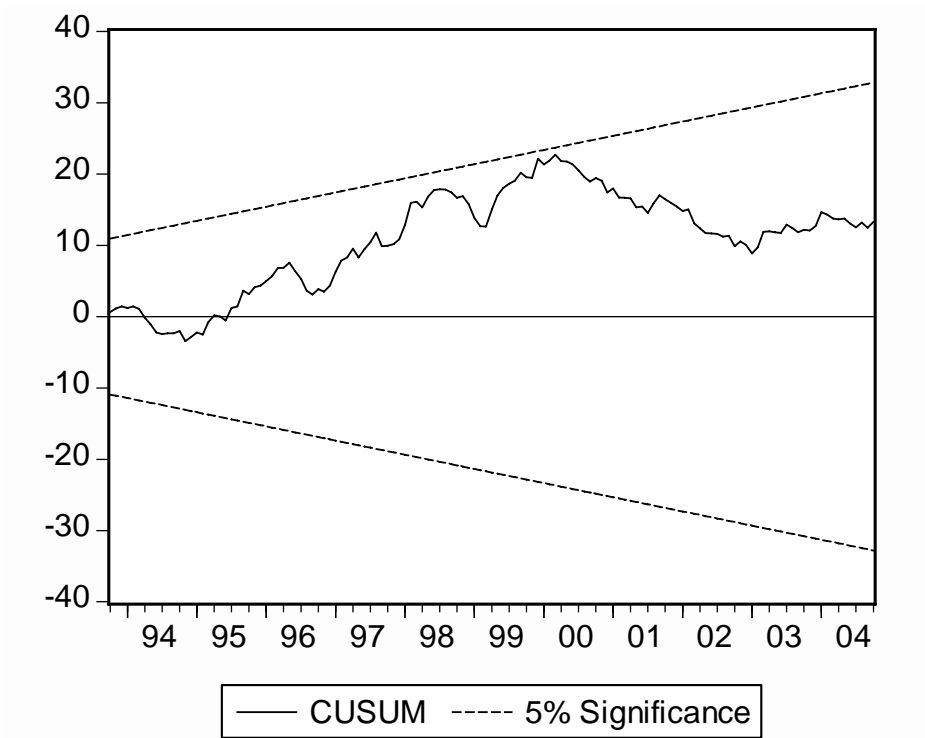


Abbildung 23: Kumulierte Residuen-Quadratsumme des AR(13)-Modells mit Konfidenzintervall

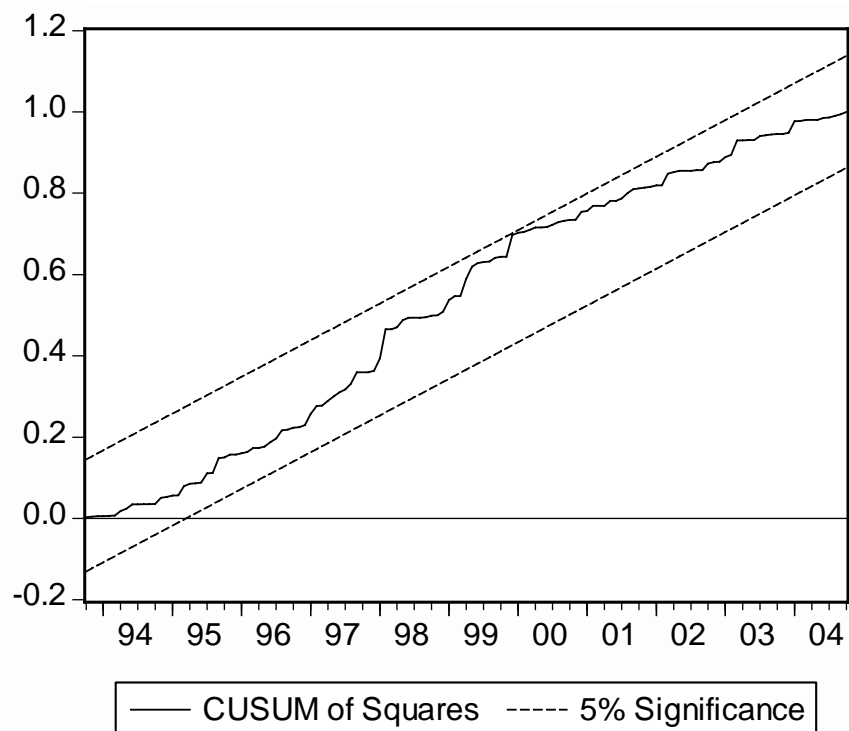


Abbildung 24: Ein-Schritt- und Chow-Prognosetest des AR(17)-Modells

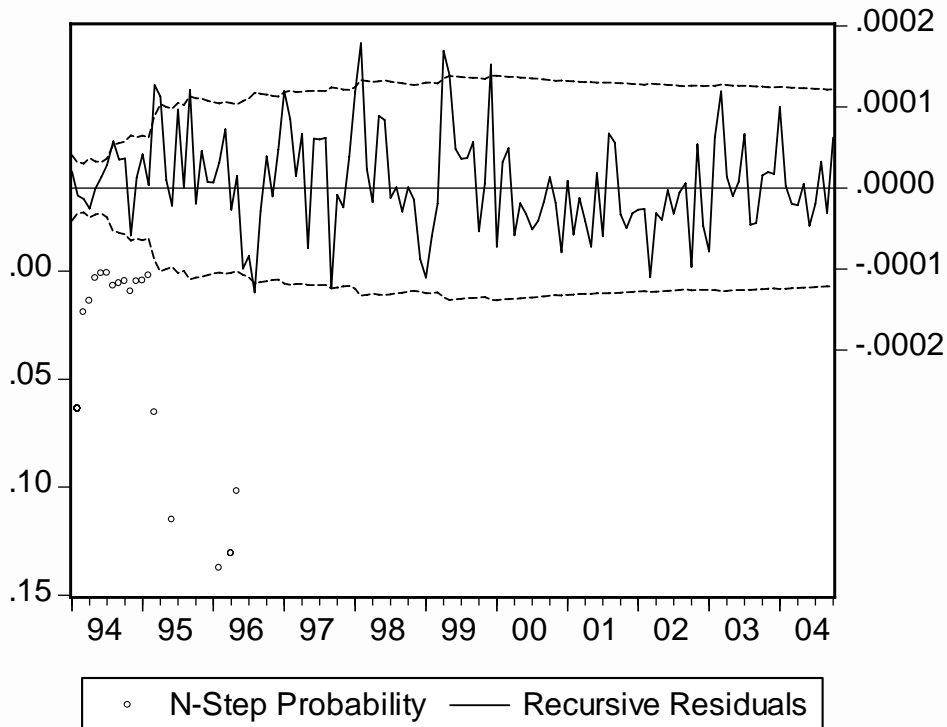


Abbildung 25: Rekursiv geschätzte Koeffizienten des AR(17)-Modells mit Konfidenzintervall (Koeffizienten in der Reihenfolge der Modellvariablen)

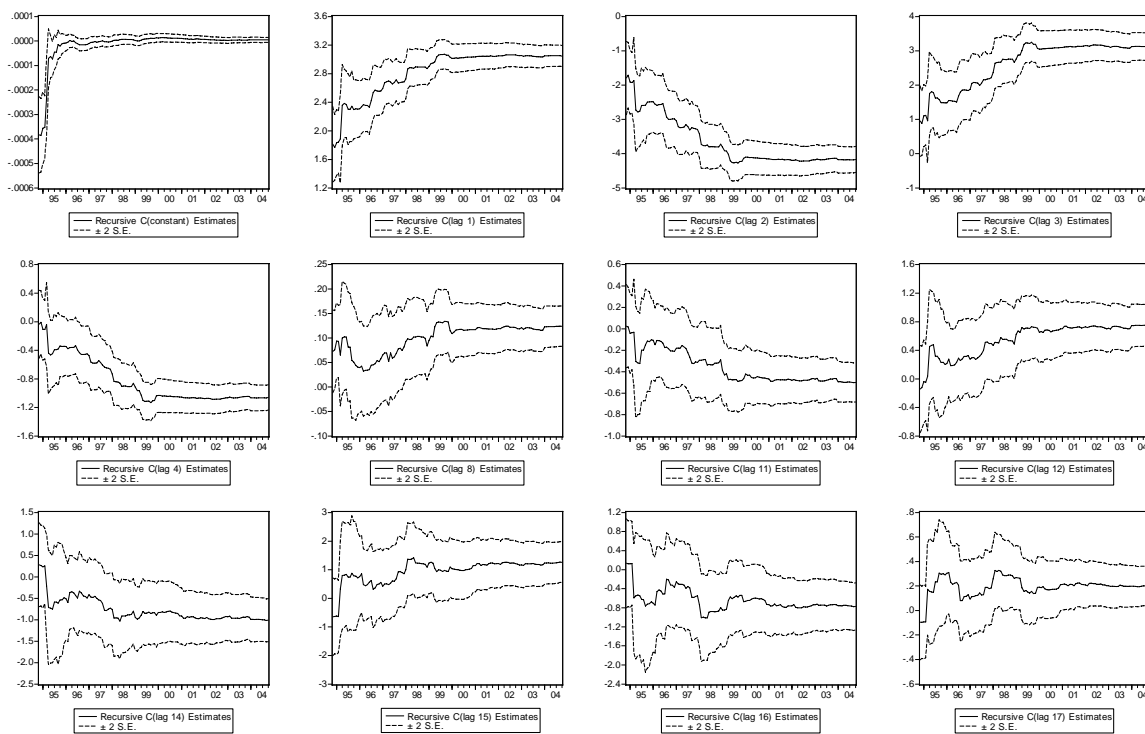


Abbildung 26: Kumulierte Residuen-Summe des AR(17)-Modells mit Konfidenzintervall

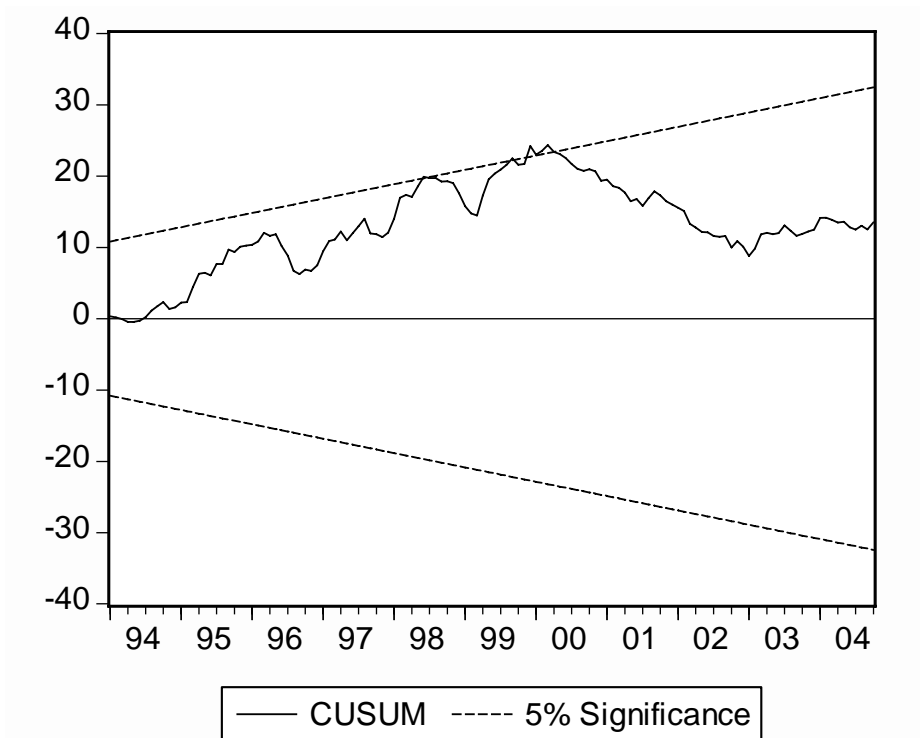
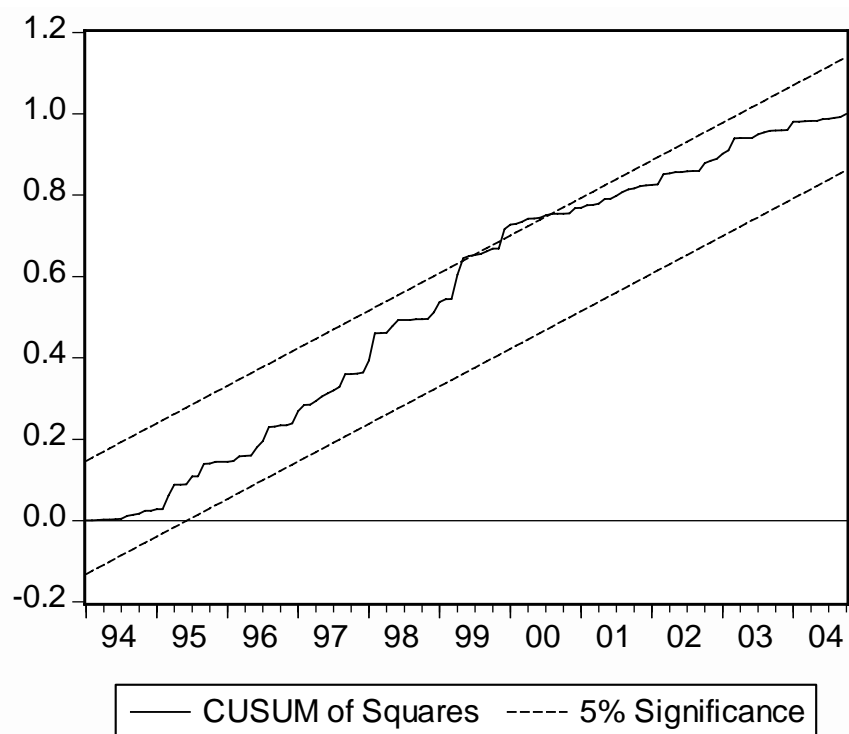


Abbildung 27: Kumulierte Residuen-Quadratsumme des AR(17)-Modells mit Konfidenzintervall



Anhang 4: AR-Modelle 2000/2004

Schätzungen der reinen und erweiterten AR-Modelle auf Basis des Stützzeitraums 2000/I – 2004/X:

Tabelle 36: AR(6)-Modell für die Erwerbstätigenzahl

Dependent Variable: DLOG(TCET)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2000M01 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | -4.33E-06 | 7.93E-06 | -0.545905 | 0.5875 |
| DLOG(TCET(-1)) | 2.820273 | 0.123268 | 22.87916 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-2)) | -3.596218 | 0.318239 | -11.30037 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-3)) | 2.598544 | 0.357015 | 7.278522 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-4)) | -0.926198 | 0.190826 | -4.853619 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-6)) | 0.082012 | 0.038852 | 2.110899 | 0.0396 |
| R-squared | 0.995374 | Akaike info criterion | -16.54279 | |
| Adjusted R-squared | 0.994929 | Schwarz criterion | -16.32964 | |
| Durbin-Watson stat | 1.755918 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Tabelle 37: AR(13)-Modell für die Erwerbstätigenzahl

Dependent Variable: DLOG(TCET)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2000M01 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | -2.07E-06 | 7.03E-06 | -0.294783 | 0.7694 |
| DLOG(TCET(-1)) | 2.852798 | 0.105882 | 26.94331 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-2)) | -3.631007 | 0.249176 | -14.57207 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-3)) | 2.513678 | 0.245876 | 10.22337 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-4)) | -0.795157 | 0.107386 | -7.404679 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-8)) | 0.090112 | 0.022268 | 4.046753 | 0.0002 |
| DLOG(TCET(-11)) | -0.282845 | 0.060547 | -4.671506 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-12)) | 0.417021 | 0.099098 | 4.208158 | 0.0001 |
| DLOG(TCET(-13)) | -0.195965 | 0.053213 | -3.682611 | 0.0006 |
| R-squared | 0.996607 | Akaike info criterion | -16.74941 | |
| Adjusted R-squared | 0.996054 | Schwarz criterion | -16.42969 | |
| Durbin-Watson stat | 1.973749 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Tabelle 38: AR(17)-Modell für die Erwerbstätigenzahl

Dependent Variable: DLOG(TCET)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2000M01 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | -1.75E-06 | 6.67E-06 | -0.263077 | 0.7937 |
| DLOG(TCET(-1)) | 2.942535 | 0.122894 | 23.94375 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-2)) | -3.932831 | 0.311237 | -12.63613 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-3)) | 2.911690 | 0.324238 | 8.980093 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-4)) | -1.001037 | 0.142952 | -7.002591 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-8)) | 0.141344 | 0.029785 | 4.745423 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-11)) | -0.543897 | 0.122159 | -4.452382 | 0.0001 |
| DLOG(TCET(-12)) | 0.810389 | 0.195359 | 4.148205 | 0.0001 |
| DLOG(TCET(-14)) | -1.169927 | 0.334028 | -3.502478 | 0.0010 |
| DLOG(TCET(-15)) | 1.518096 | 0.466411 | 3.254847 | 0.0021 |
| DLOG(TCET(-16)) | -0.952993 | 0.317154 | -3.004825 | 0.0043 |
| DLOG(TCET(-17)) | 0.245656 | 0.099185 | 2.476745 | 0.0170 |
| R-squared | 0.997251 | Akaike info criterion | -16.85614 | |
| Adjusted R-squared | 0.996593 | Schwarz criterion | -16.42985 | |
| Durbin-Watson stat | 1.782515 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Die P-Werte der Q-Statistik (vgl. Anhang „Alternative AR-Spezifikationen für die Erwerbstätigenzahl“) betragen für die Residuen der drei reinen AR-Modelle für den 4. Lag 0,73, 0,90 bzw. 0,85 und für den (am ehesten kritischen) 12. Lag 0,37, 0,31 bzw. 0,66.

Tabelle 39: Auftragseingänge

Dependent Variable: DLOG(TCET)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2000M01 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | -1.44E-05 | 9.05E-06 | -1.586321 | 0.1191 |
| DLOG(TCET(-1)) | 2.738517 | 0.125696 | 21.78679 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-2)) | -3.437358 | 0.320941 | -10.71025 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-3)) | 2.445733 | 0.359387 | 6.805288 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-4)) | -0.867180 | 0.192073 | -4.514853 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-6)) | 0.077541 | 0.040492 | 1.914968 | 0.0613 |
| DLOG(TCAEVG(-4)) | 0.055627 | 0.028387 | 1.959613 | 0.0557 |
| DLOG(TCAEVG(-5)) | -0.109201 | 0.053072 | -2.057599 | 0.0450 |
| DLOG(TCAEVG(-6)) | 0.058845 | 0.027126 | 2.169340 | 0.0349 |
| R-squared | 0.995840 | Akaike info criterion | -16.54556 | |
| Adjusted R-squared | 0.995161 | Schwarz criterion | -16.22584 | |
| Durbin-Watson stat | 1.838249 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Tabelle 40: DAX

Dependent Variable: DLOG(TCET)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2000M01 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | -1.30E-06 | 8.04E-06 | -0.162021 | 0.8719 |
| DLOG(TCET(-1)) | 2.783601 | 0.123728 | 22.49772 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-2)) | -3.594213 | 0.313759 | -11.45534 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-3)) | 2.638784 | 0.352907 | 7.477288 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-4)) | -0.966039 | 0.189821 | -5.089225 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-6)) | 0.105476 | 0.041083 | 2.567430 | 0.0132 |
| DLOG(TCDAX(-1)) | 0.000507 | 0.000321 | 1.580033 | 0.1203 |
| R-squared | 0.995590 | Akaike info criterion | -16.55610 | |
| Adjusted R-squared | 0.995071 | Schwarz criterion | -16.30743 | |
| Durbin-Watson stat | 1.769518 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Tabelle 41: Geschäftserwartungen

Dependent Variable: DLOG(TCET)
 Method: Least Squares
 Sample (adjusted): 2000M01 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | 7.66E-05 | 4.29E-05 | 1.782418 | 0.0808 |
| DLOG(TCET(-1)) | 2.717777 | 0.125021 | 21.73851 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-2)) | -3.426949 | 0.315383 | -10.86600 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-3)) | 2.453856 | 0.353631 | 6.939026 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-4)) | -0.886797 | 0.187782 | -4.722482 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-6)) | 0.073565 | 0.041754 | 1.761857 | 0.0842 |
| TCGBEURT(-1) | 1.93E-05 | 7.51E-06 | 2.571090 | 0.0132 |
| TCGBEURT(-2) | -1.57E-05 | 6.98E-06 | -2.244686 | 0.0292 |
| R-squared | 0.995982 | Akaike info criterion | -16.61466 | |
| Adjusted R-squared | 0.995419 | Schwarz criterion | -16.33046 | |
| Durbin-Watson stat | 1.792555 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Tabelle 42: Geschäftsbeurteilungen und DAX

Dependent Variable: DLOG(TCET)
 Method: Least Squares
 Sample (adjusted): 2000M01 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | 8.95E-05 | 4.34E-05 | 2.061990 | 0.0445 |
| DLOG(TCET(-1)) | 2.678527 | 0.126581 | 21.16065 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-2)) | -3.403309 | 0.312372 | -10.89506 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-3)) | 2.458436 | 0.349793 | 7.028264 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-4)) | -0.903468 | 0.186091 | -4.854981 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-6)) | 0.086495 | 0.042249 | 2.047290 | 0.0460 |
| TCGBEURT(-1) | 1.69E-05 | 7.61E-06 | 2.219156 | 0.0311 |
| TCGBEURT(-2) | -1.28E-05 | 7.19E-06 | -1.781524 | 0.0810 |
| DLOG(TCDAX(-1)) | 0.000472 | 0.000325 | 1.451726 | 0.1530 |
| R-squared | 0.996148 | Akaike info criterion | -16.62229 | |
| Adjusted R-squared | 0.995519 | Schwarz criterion | -16.30256 | |
| Durbin-Watson stat | 1.795054 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Tabelle 43: Konjunkturerwartungen

Dependent Variable: DLOG(TCET)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2000M01 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | -4.75E-05 | 1.93E-05 | -2.468098 | 0.0171 |
| DLOG(TCET(-1)) | 2.769913 | 0.118150 | 23.44414 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-2)) | -3.509252 | 0.303515 | -11.56205 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-3)) | 2.567412 | 0.339716 | 7.557514 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-4)) | -0.948658 | 0.181732 | -5.220095 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-6)) | 0.086804 | 0.037254 | 2.330085 | 0.0240 |
| TCKERW(-3) | 1.06E-05 | 3.64E-06 | 2.908068 | 0.0055 |
| TCKERW(-4) | -1.49E-05 | 5.06E-06 | -2.939419 | 0.0050 |
| TCKERW(-6) | 5.42E-06 | 1.83E-06 | 2.967384 | 0.0046 |
| R-squared | 0.996086 | Akaike info criterion | -16.60640 | |
| Adjusted R-squared | 0.995447 | Schwarz criterion | -16.28667 | |
| Durbin-Watson stat | 1.868830 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Für die Residuen der fünf hier dargestellten erweiterten AR-Modelle sind die P-Werte der Q-Statistik für den 4. Lag 0,77, 0,66, 0,65 0,59 bzw. 0,67 und für den 12. Lag 0,25, 0,39, 0,17, 0,18 bzw. 0,31.

Ein Vergleich mit den Schätzungen über den gesamten Stützbereich 1993/I bis 2004/X zeigt, dass die Varianz der Parameter-Schätzungen hier deutlich größer ist. Die Zugänge an offenen Stellen sind sogar als erklärende Variable im verkürzten Stützbereich in keinem der Modelle mehr signifikant. Das ist der Grund, warum betreffenden Modelle hier nicht auftauchen.

Vergleich der Prognosegüte reinen und erweiterten AR-Modellen auf der Basis des Teil-Stützzeitraums 2000/I bis 2004/X (Tabelle 44) einerseits und des Gesamt-Stützzeitraums 1993/I bis 2004/X (Tabelle 45) andererseits:

In allen Fällen produzieren die Modelle größere Prognosefehler, wenn sie auf dem verkürzten Stützzeitraum basieren. Das dürfte hauptsächlich daran liegen, dass aufgrund der geringeren Zahl von Beobachtungen die Varianz der Parameter-Schätzungen größer ist, sodass die Koeffizienten weniger genau geschätzt werden. Insbesondere schneiden auch die auf dem kurzen Zeitraum basierenden erweiterten AR-Modelle schlechter ab als die auf dem langen Zeitraum basierenden reinen AR-Modelle.

Tabelle 44: Root mean squared error (in 1000 Personen) bei unterschiedlichen Prognosehorizonten für Ex-ante-Prognosen von 2002/I bis 2004/X; Modelle basierend auf dem Teil-Stützzeitraum 2000/I bis 2004/X

| Prognosehorizont | AR(6) | AR(13) | AR(6) + Aufträge | AR(6) + DAX |
|------------------|-------|--------|------------------|-------------|
| 1 | 1.817 | 1.685 | 1.949 | 1.992 |
| 2 | 5.637 | 5.034 | 6.054 | 6.301 |
| 3 | 12.67 | 11.23 | 13.31 | 13.65 |
| 4 | 23.03 | 20.61 | 24.56 | 24.38 |
| 5 | 36.62 | 33.32 | 39.76 | 37.39 |

| Prognosehorizont | AR(6) + Geschäftslage | AR(6) + Geschäftslage + DAX | AR(6) + Konjunkturerwartungen |
|------------------|--------------------------|-----------------------------------|----------------------------------|
| 1 | 2.012 | 2.195 | 2.175 |
| 2 | 6.465 | 7.190 | 7.093 |
| 3 | 14.82 | 16.18 | 15.47 |
| 4 | 27.55 | 29.44 | 28.09 |
| 5 | 44.18 | 46.12 | 44.30 |

Tabelle 45: Root mean squared error (in 1000 Personen) bei unterschiedlichen Prognosehorizonten für Ex-ante-Prognosen von 2002/I bis 2004/X; Modelle basierend auf dem Gesamt-Stützzeitraum 1993/I bis 2004/X

| Prognosehorizont | AR(6) | AR(13) | AR(6) + Aufträge | AR(6) + DAX |
|------------------|-------|--------|------------------|-------------|
| 1 | 1.665 | 1.589 | 1.739 | 1.667 |
| 2 | 5.224 | 4.799 | 5.468 | 4.863 |
| 3 | 10.73 | 10.36 | 11.28 | 9.955 |
| 4 | 18.28 | 17.99 | 19.31 | 17.75 |
| 5 | 27.59 | 27.47 | 28.86 | 27.69 |

| Prognosehorizont | AR(6) + Geschäftslage | AR(6) + Geschäftslage + DAX | AR(6) + Konjunkturerwartungen |
|------------------|--------------------------|-----------------------------------|----------------------------------|
| 1 | 1.607 | 1.539 | 1.767 |
| 2 | 5.102 | 4.526 | 5.472 |
| 3 | 10.34 | 8.929 | 11.28 |
| 4 | 17.26 | 15.53 | 19.33 |
| 5 | 25.56 | 23.33 | 29.25 |

Anhang 5: Getestete Indikator-Variablen

Einschätzungen, Erwartungen:

Geschäftslagebeurteilung in der "gewerblichen Wirtschaft" (WZ93) gemäß ifo-Konjunkturtest

Geschäftserwartungen der "gewerblichen Wirtschaft" gemäß ifo-Konjunkturtest

Ifo-Geschäftsklima-Index (der Durchschnitt von Geschäftslagebeurteilungs- and Geschäftserwartungs-Index)

Beschäftigtererwartungen im Bauhauptgewerbe (Westdeutschland)

Beschäftigtererwartungen im Verarbeitenden Gewerbe

Beschäftigtererwartungen im Einzelhandel (Westdeutschland)

Beschäftigtererwartungen im Großhandel (Westdeutschland)

ZEW-Konjunkturerwartungen

Arbeits- und sonstige Kosten:

Effektivverdienste je Beschäftigtem im Produzierenden Gewerbe einschl. Bau (Index)

Tarifverdienste pro Stunde im Produzierenden Gewerbe einschl. Bau (Index)

Tarifverdienste pro Stunde in der gesamten Wirtschaft (Index)

Tarifverdienste pro Monat im Produzierenden Gewerbe einschl. Bau (Index)

Tarifverdienste pro Monat in der gesamten Wirtschaft (Index)

Löhne und Gehälter je Beschäftigtem (Gewinnung von Steinen und Erden, Bergbau und verarbeitendes Gewerbe) (Index)

Löhne und Gehälter je Beschäftigtenstunde (Gewinnung von Steinen u. Erden, Bergbau und verarbeitendes Gewerbe) (Index)

Löhne und Gehälter je Produkteinheit (verarbeitendes Gewerbe) (Index)

Lohnkosten je Beschäftigtem (Index), bereinigt mit dem Erzeugerpreis-Index

Preisindex für Energierohstoffe

Realzins-Satz (Umlaufrenditen inländischer Inhaberschuldverschreibungen, deflationiert mit dem Erzeugerpreisindex)

HWWA-Index der Rohstoffpreise (ohne Energie)

Variablen, die die Erlöse beeinflussen können:

Ausfahrpreise (Index)

Auftragseingang im verarbeitenden Gewerbe (ohne Ernährungsgewerbe und Tabakverarbeitung) (Index)

Auftragseingang im Baugewerbe (vorbereitende Baustellenarbeiten, Hoch- und Tiefbau) (Index)

Produktion der Bauwirtschaft (Index)

Produktion des Produzierenden Gewerbes (Index)

Erzeugerpreisindex gewerblicher Produktion (Inlandsabsatz)

Umsatz des Verarbeitenden Gewerbes (Index)

Gesamtwirtschaftlicher Umsatz (Index)

Arbeitslose:

Abgang an Arbeitslosen

Zugang an Arbeitslosen

Abgang an Arbeitslosen in Erwerbstätigkeit

Zahl der registrierten Arbeitslosen

Sonstige:

Arbeitslosenversicherungs-Beitragspflichtige

Pflichtversicherte der gesetzlichen Krankenkassen

DAX (Monatsendstände)

Index der Einfuhrpreise

Indikator der preislichen Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Wirtschaft gegenüber 19 Industrieländern (Index)

Indikator der preislichen Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Wirtschaft gegenüber 49 Industrieländern (Index)

Zugang an offenen Stellen

Offene Stellen (Monatsendstände)

Gewerbeanmeldungen

Betriebsgründungen

Anhang 6: Graphen der Variablen in den Indikatoren-Modellen

Abbildung 28: Veränderungsrate von Erwerbstätigkeit und sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung

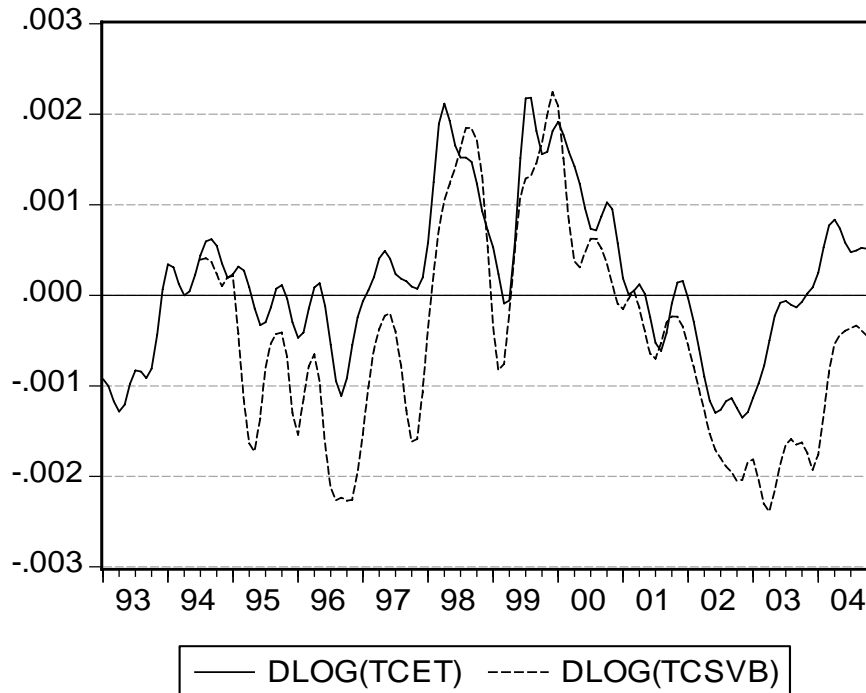


Abbildung 29: Veränderungsrate der Arbeitslosenzahl (linke Skala)

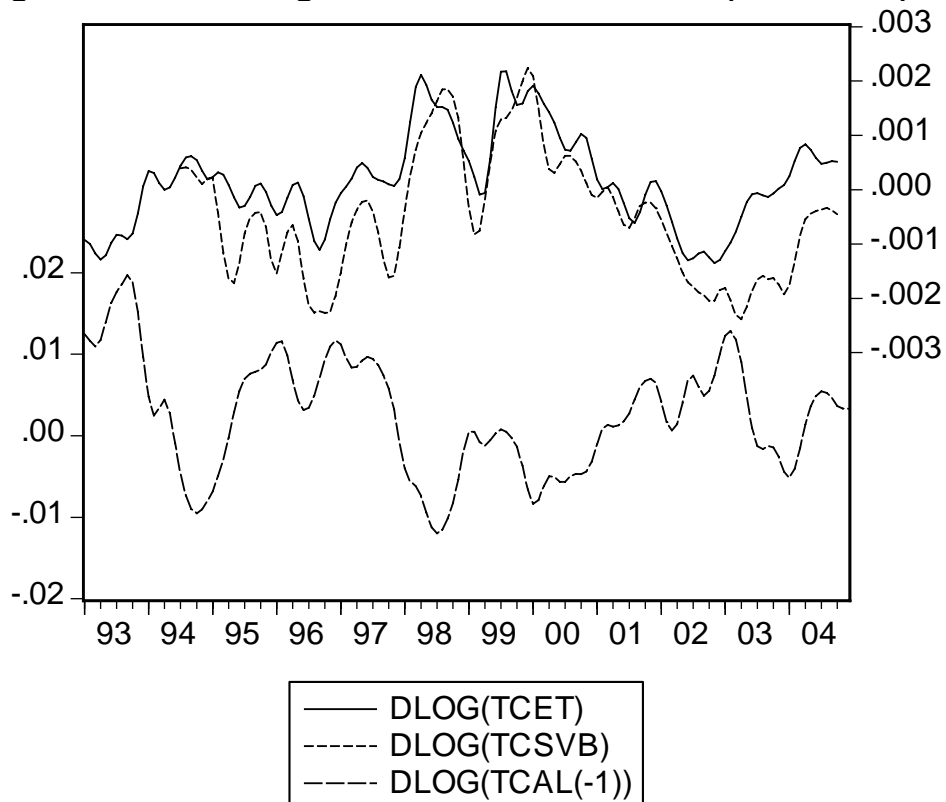


Abbildung 30: Veränderungsrate der Arbeitslosenversicherungs-Beitragspflichtigen (linke Skala)

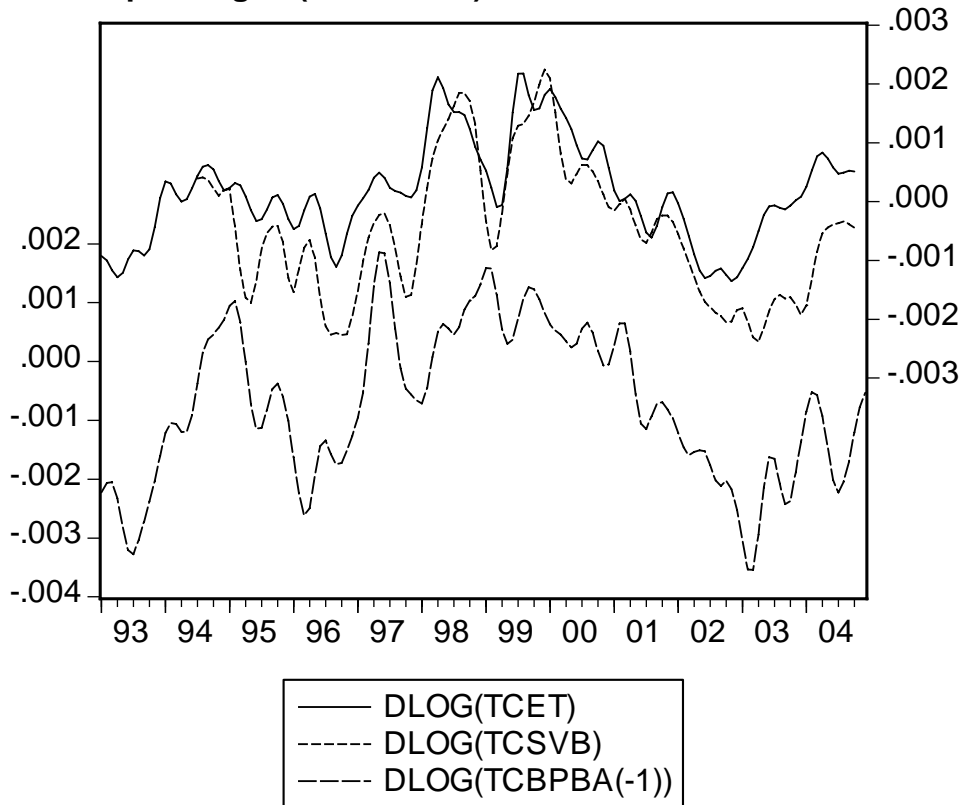


Abbildung 31: Veränderungsrate des DAX (linke Skala)

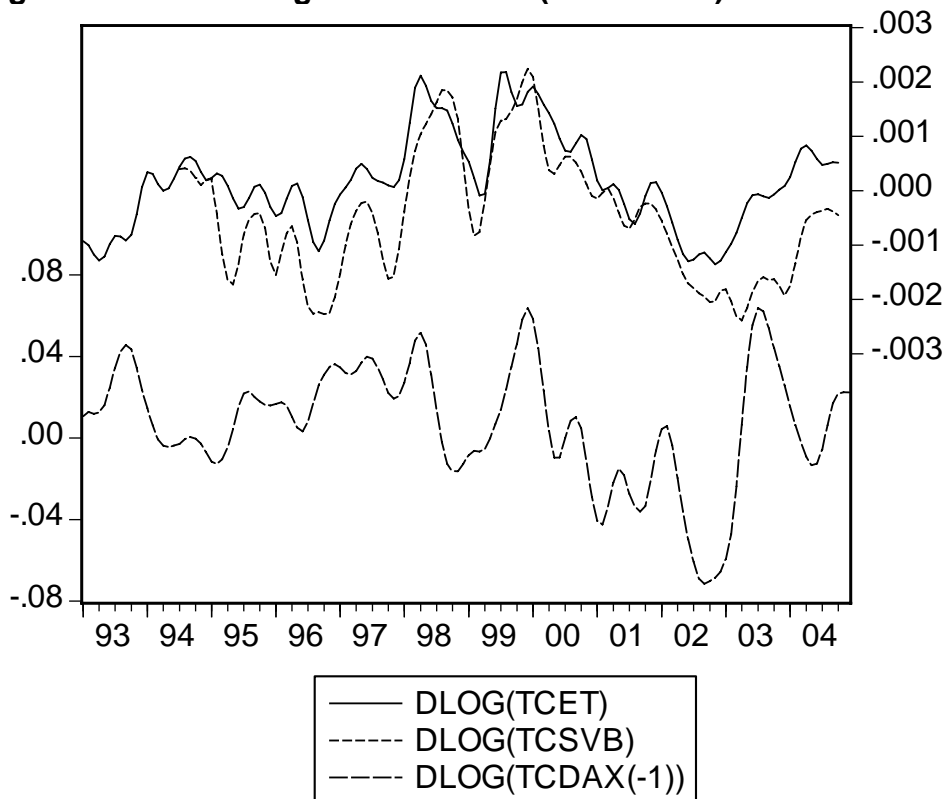


Abbildung 32: Veränderungsrate der Auftragseingänge (linke Skala)

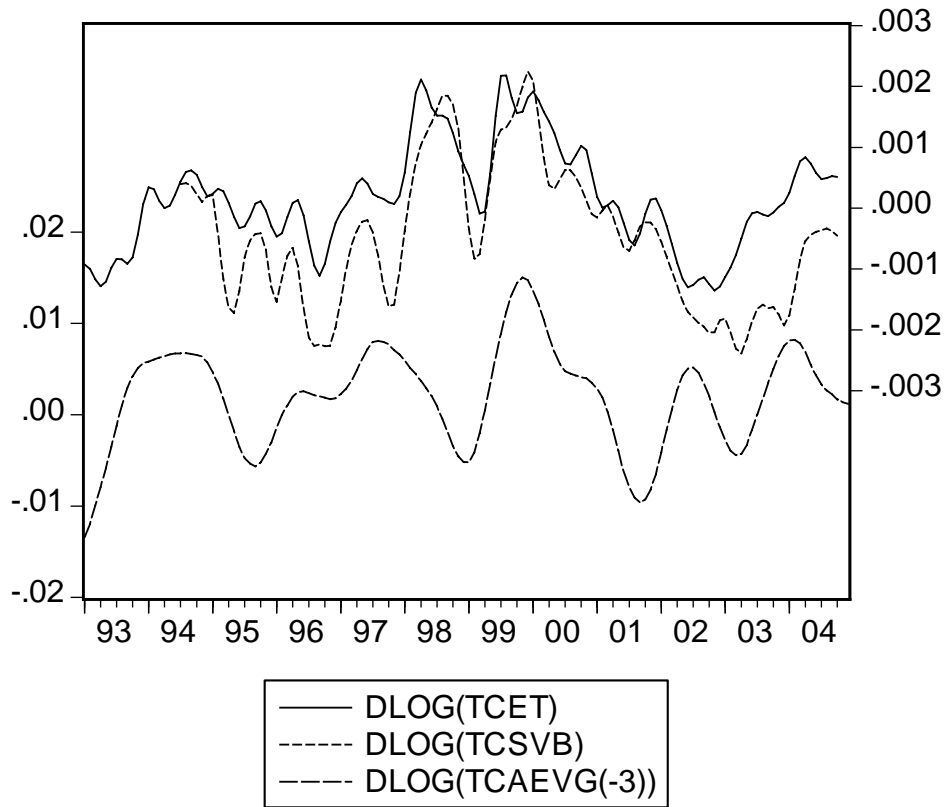


Abbildung 33: ifo-Geschäftslagebeurteilungen und –Geschäftserwartungen (linke Skala)

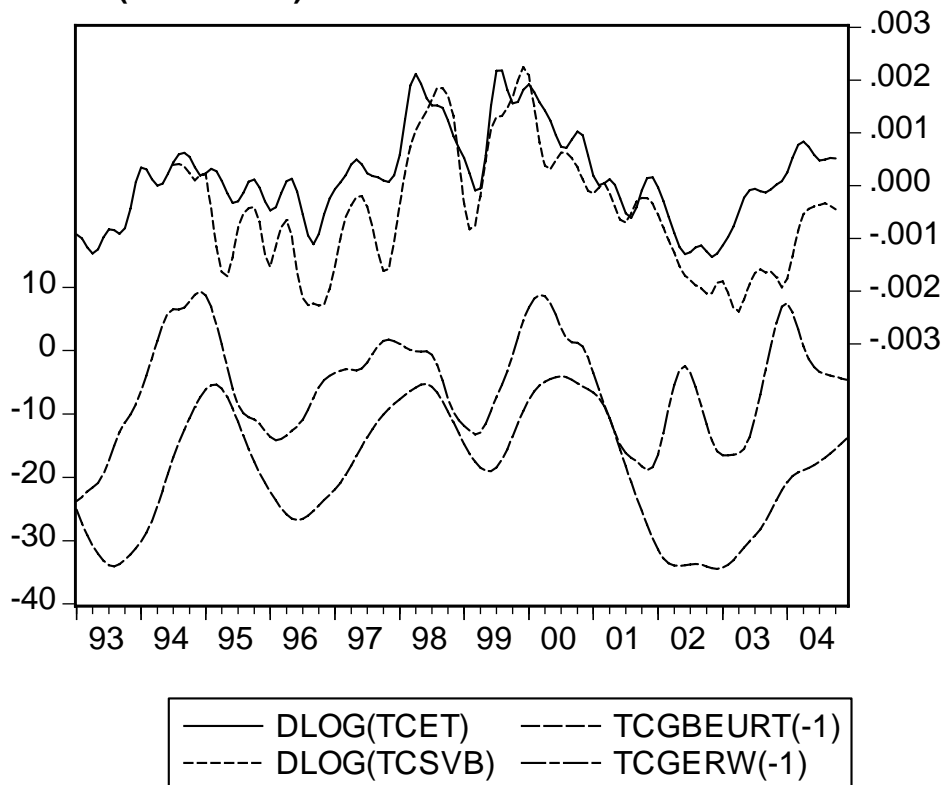


Abbildung 34: Veränderungsrate der Zugänge an offenen Stellen (linke Skala)

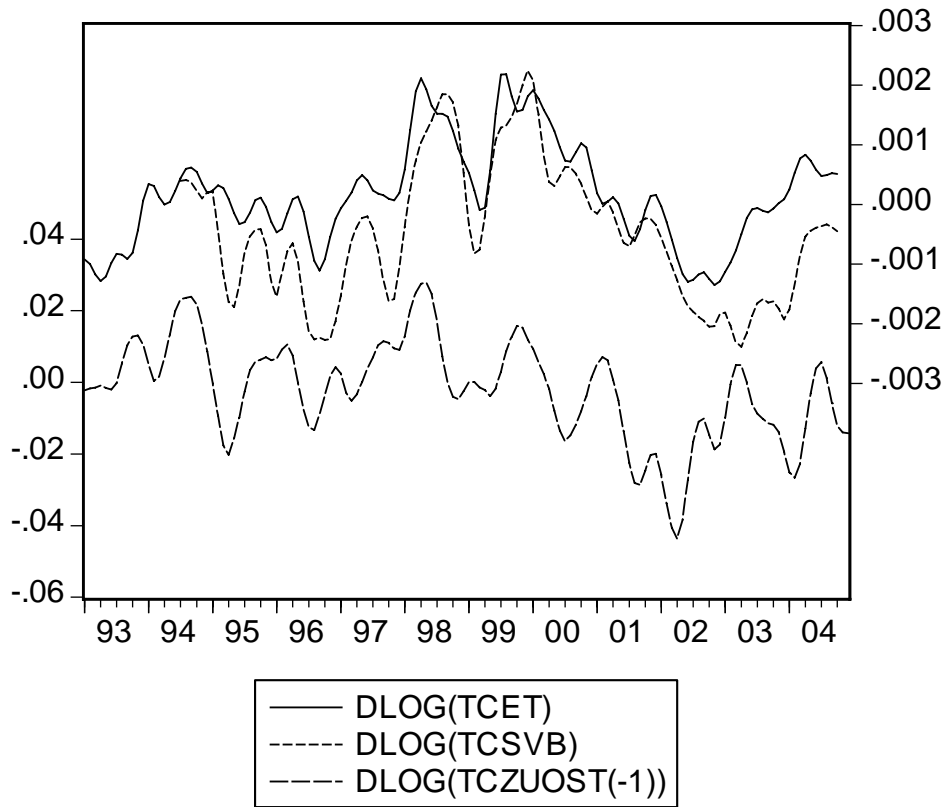
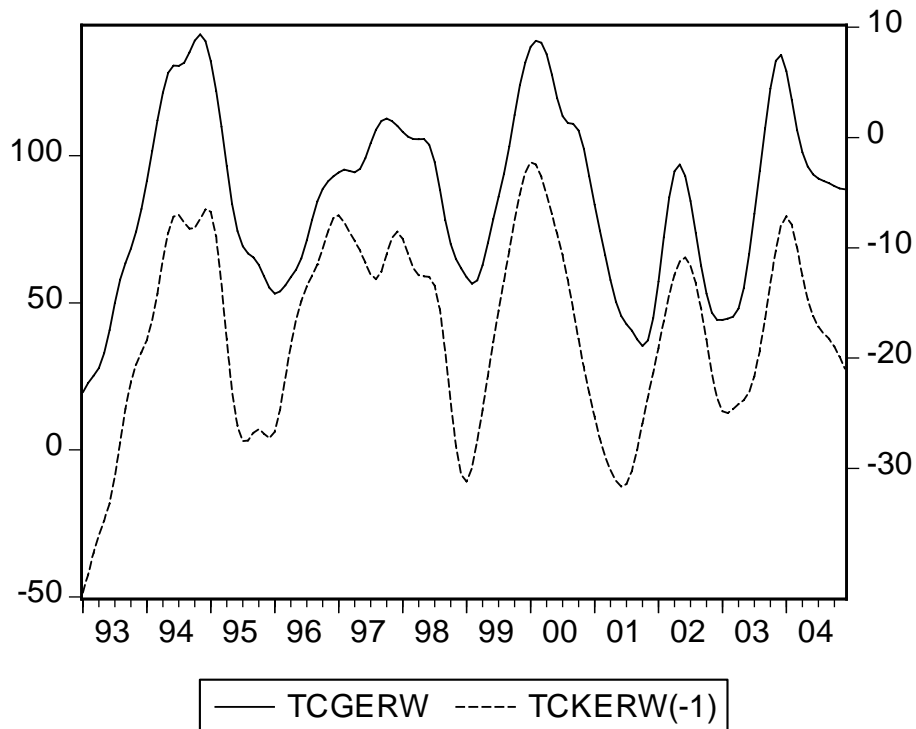


Abbildung 35: Die ifo-Geschäftserwartungen (rechte Skala) und ZEW-Konjunkturerwartung (mit einem Vorlauf von einem Monat, linke Skala)



Anhang 7: Residuen der reinen Indikatoren-Modelle

Abbildung 36: Residuen von Modell 1

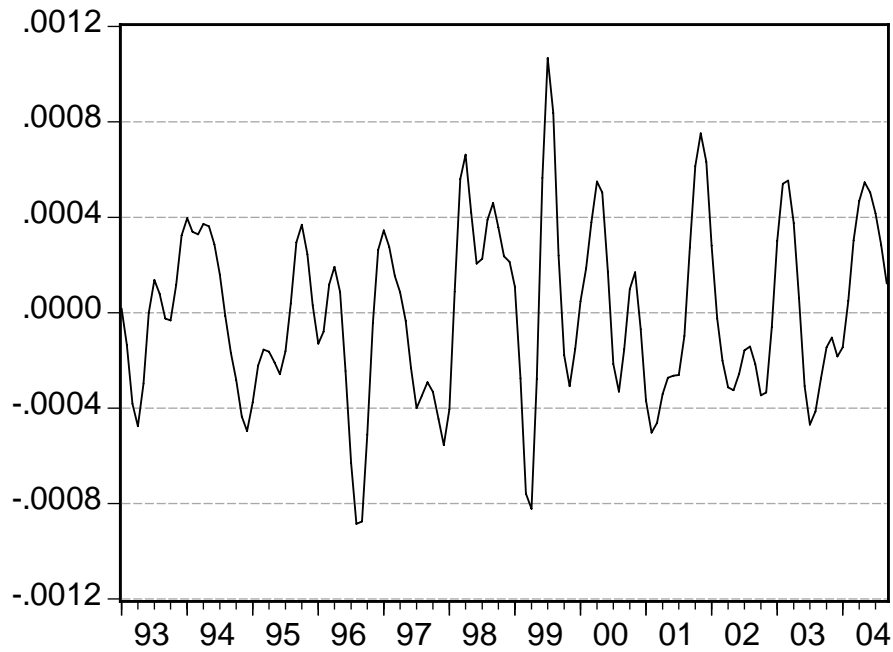


Abbildung 37: Residuen von Modell 2

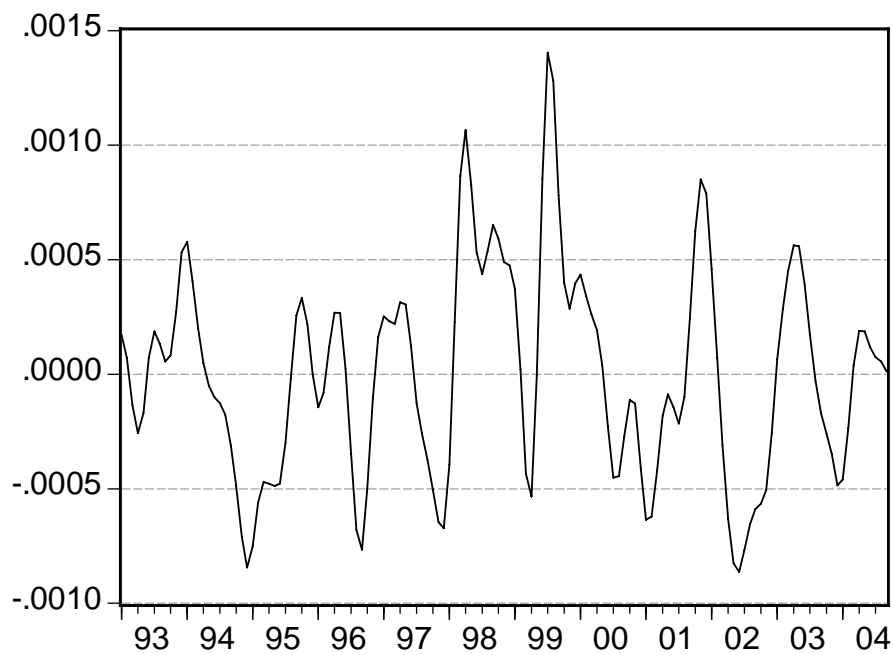
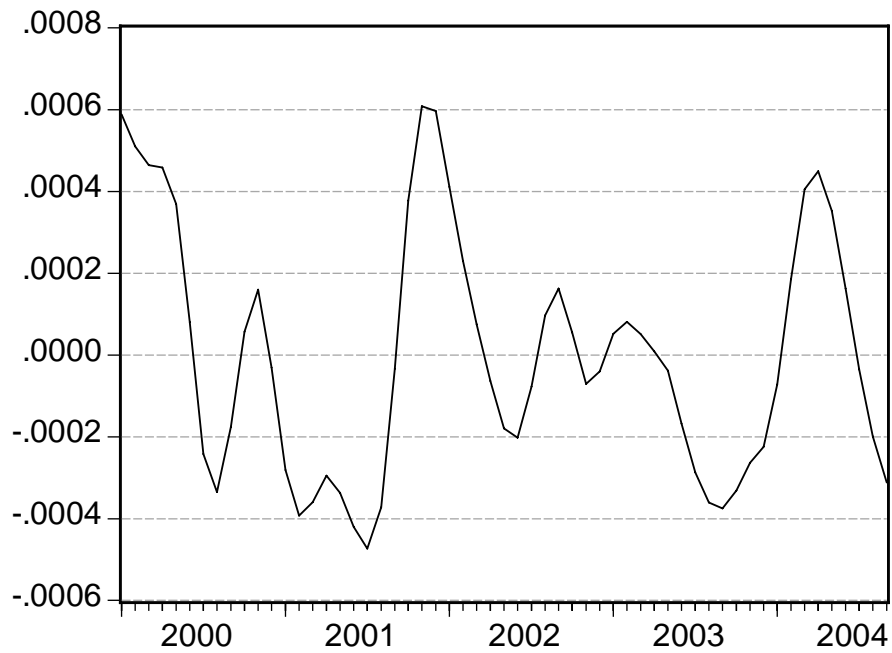
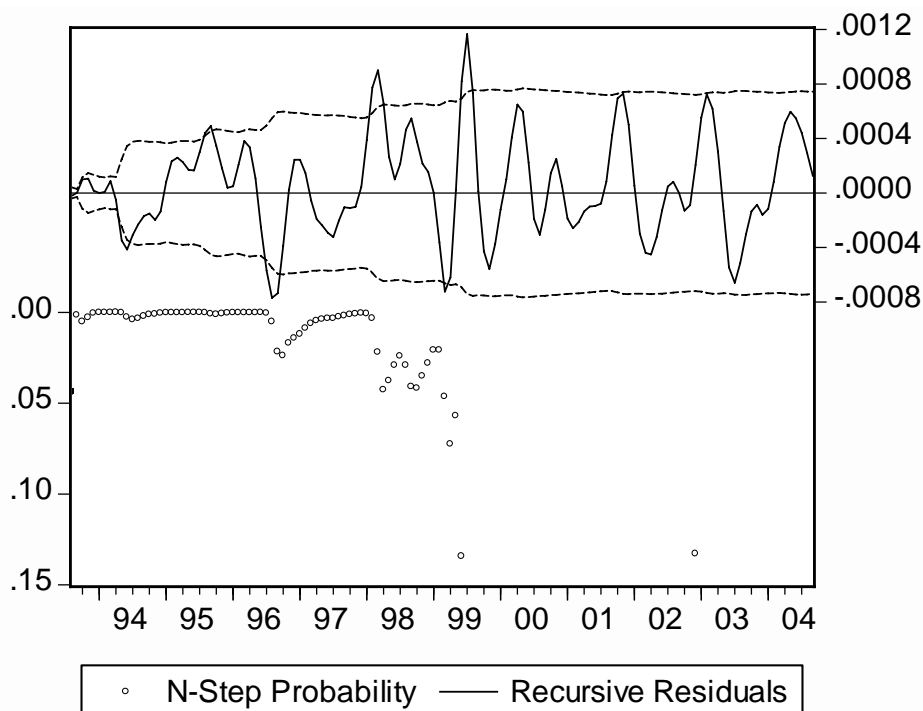


Abbildung 38: Residuen von Modell 3**Abbildung 39: Residuen von Modell 4**

Anhang 8: Stabilitätstests der reinen Indikatoren-Modelle

Die Ergebnisse der Stabilitätstests für die reinen Indikatoren-Modelle sind in diesem Abschnitt analog zu den Ergebnissen für die AR-Modelle dargestellt; vgl. die Anhänge „Stabilitätstests“ und „Stabilitätstests der reinen AR-Modelle“.

Abbildung 40: Ein-Schritt- und Chow-Prognosetest für Modell 1



Der obere Teil des Diagramms zeigt für **Modell 1** die rekursiv berechneten Ein-Schritt-Prognosefehler mit dem 5 %-Konfidenzintervall von zwei Standardabweichungen der Residuen der Schätzgleichung. Der untere Teil enthält die P-Werte der Chow-Prognosetests.

Beide Tests lassen eindeutig auf Instabilitäten in den Jahren 1996, 1998 und 1999 schließen, viel deutlicher als bei den AR-Modellen. Nach 1999 ist dagegen keine Instabilität mehr signifikant.

Abbildung 41: Rekursiv geschätzte Koeffizienten von Modell 1 mit Konfidenzintervall von zwei geschätzten Standardabweichungen (Koeffizienten in der Reihenfolge der Modellvariablen)

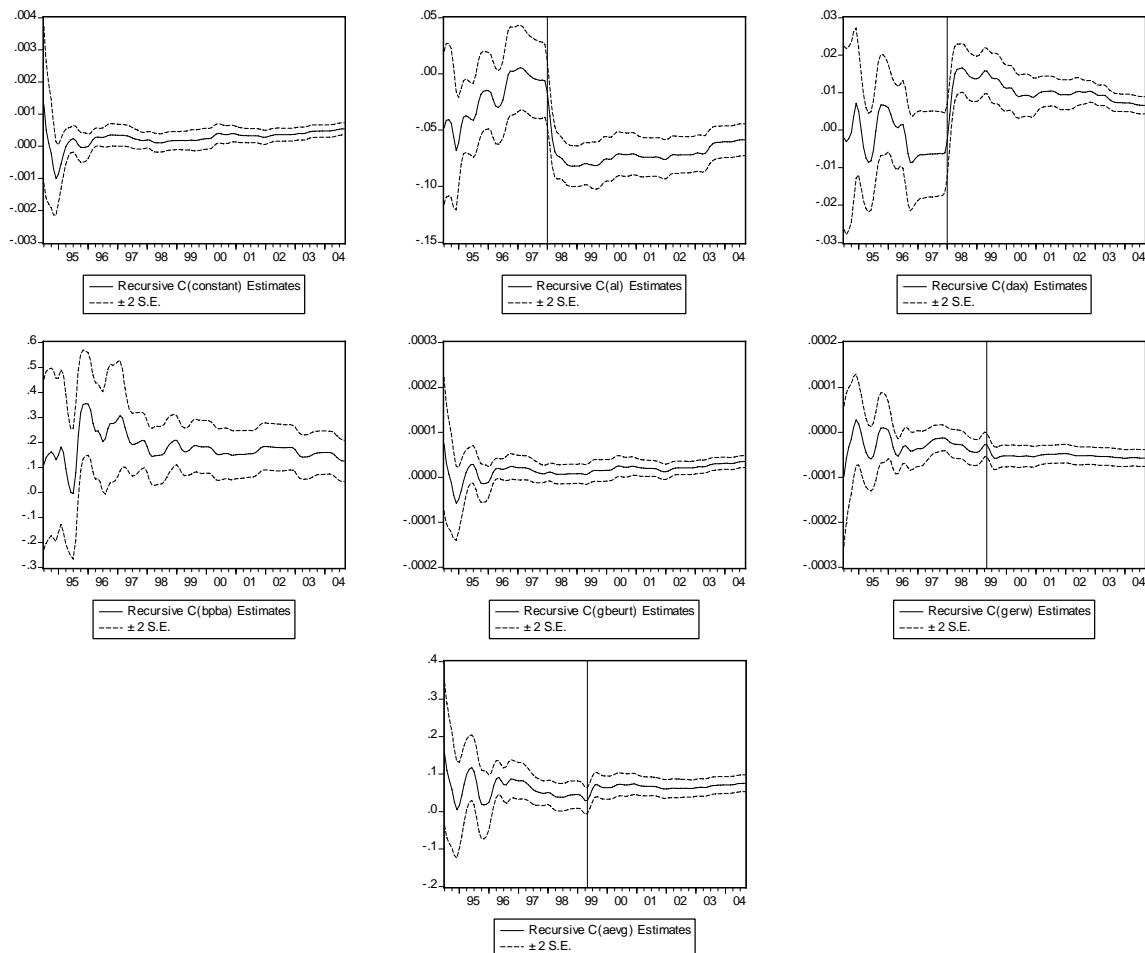


Abbildung 41 zeigt die rekursiv geschätzten Koeffizienten von Modell 1 in der Reihenfolge, in der sie im Output der Schätzung stehen. Man sieht einen klaren Strukturbruch im Januar 1998 in den Koeffizienten von Arbeitslosenzahl und DAX und einen kleineren und kaum signifikanten im Mai 1999 in den Koeffizienten von Geschäftserwartungen und Auftragseingängen. Die „Turbulenzen“ in den ersten Schätzwerten sind dagegen sicherlich den kurzen Stützzeiträumen geschuldet. Nach 1999 kann man wohl von stabilen Koeffizienten sprechen, außer vielleicht bei dem der Arbeitslosenversicherungsbeitragszahler.

Während die kumulierte Residuensumme nicht auf Instabilität von Modell 1 schließen lässt, tut dies die kumulierte Residuenquadratsumme für die Jahre 1996 bis 1998, wenn auch nicht allzu deutlich.

Abbildung 42: Kumulierte Residuen-Summe von Modell 1 mit Konfidenzintervall

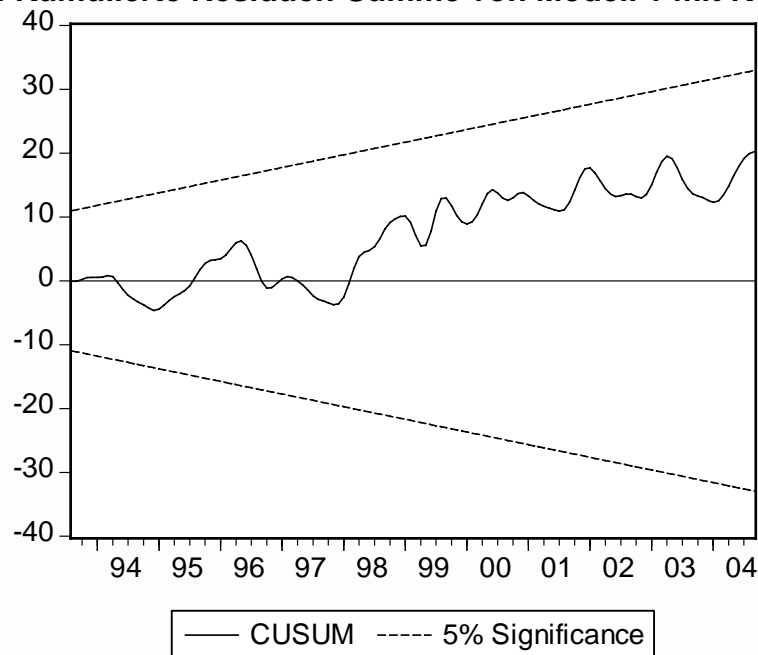
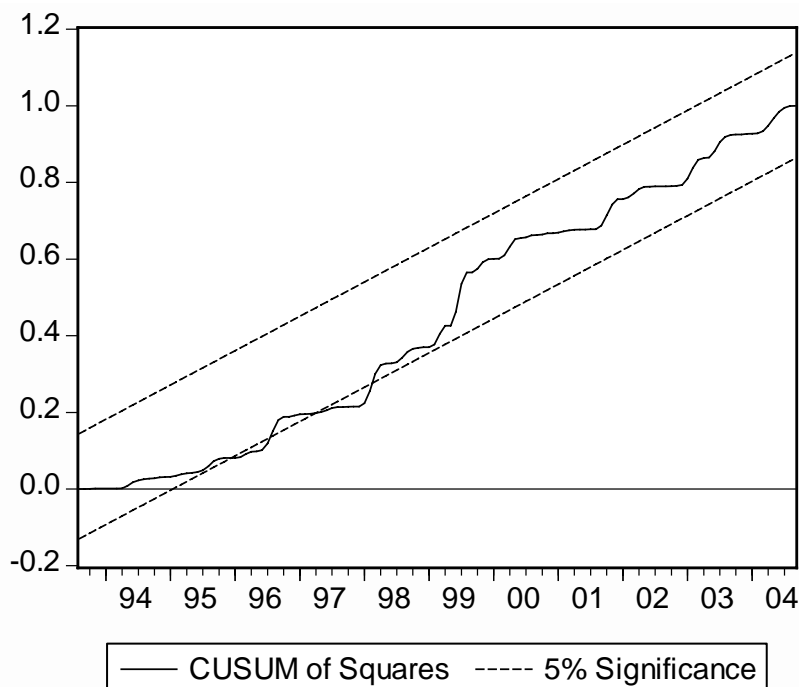


Abbildung 43: Kumulierte Residuen-Quadratsumme von Modell 1 mit Konfidenzintervall



Bei **Modell 2** sieht das Gesamtbild ähnlich aus. Allerdings scheint es 2002 noch eine Instabilität zu geben, wie man an den rekursiven Residuen und den rekursiv geschätzten Koeffizienten, vor allem denen von Arbeitslosigkeit und Geschäftslagebeurteilungen, sieht. Außerdem übersteigt die kumulierte Residuensumme in 1999 das Konfidenzintervall.

Abbildung 44: Ein-Schritt- und Chow-Prognosetest für Modell 2

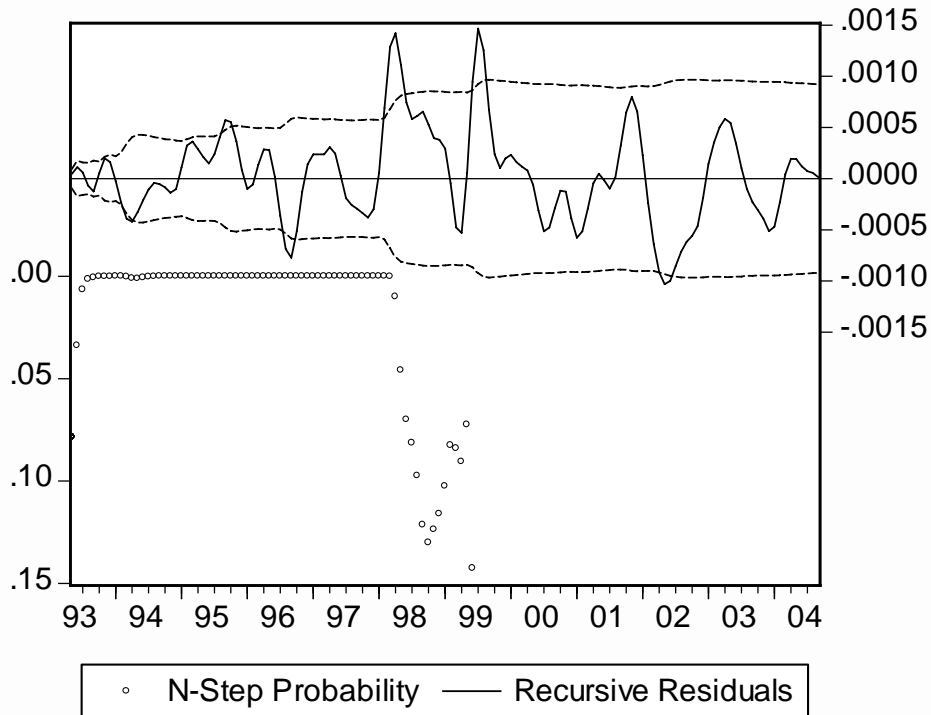


Abbildung 45: Rekursiv geschätzte Koeffizienten von Modell 2 mit Konfidenzintervall (Koeffizienten in der Reihenfolge der Modellvariablen)

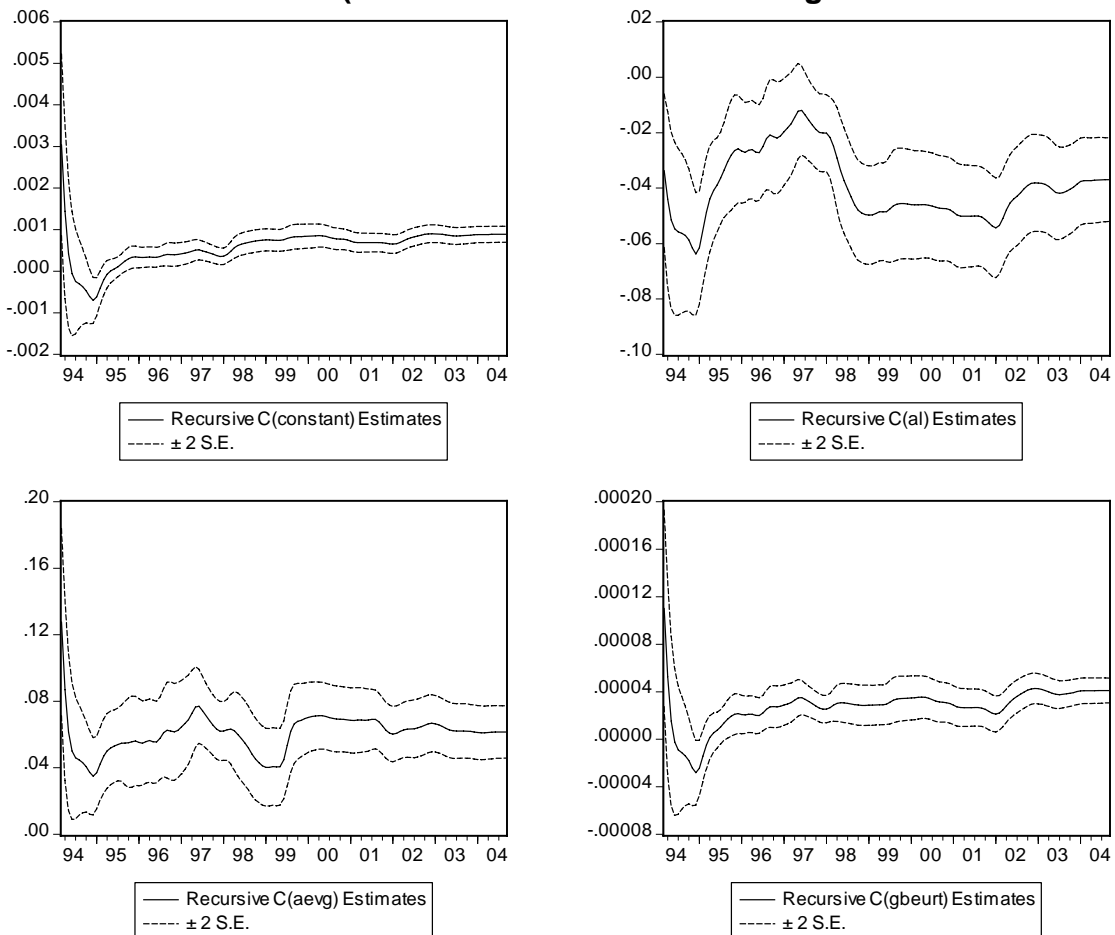
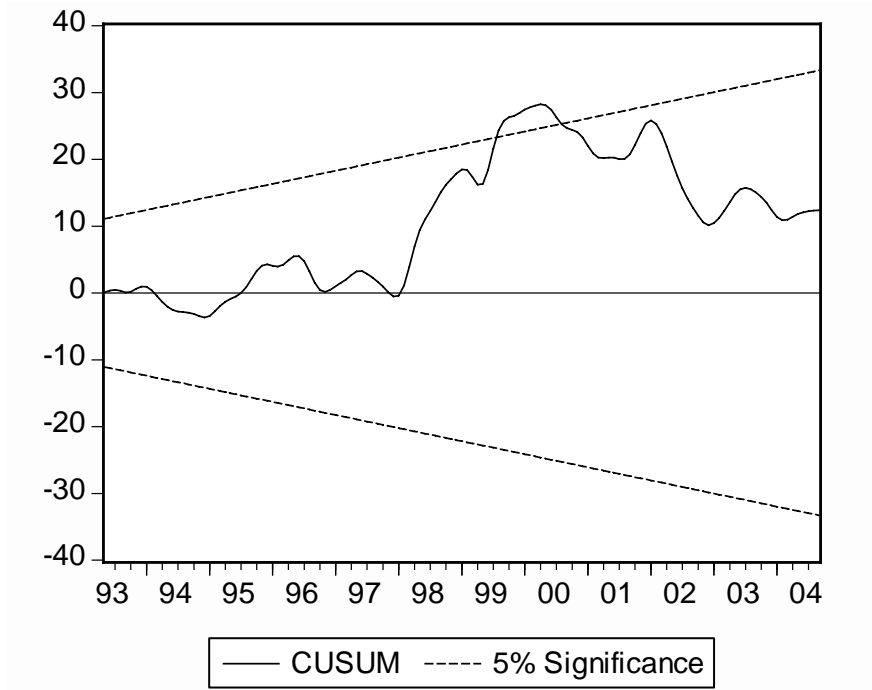
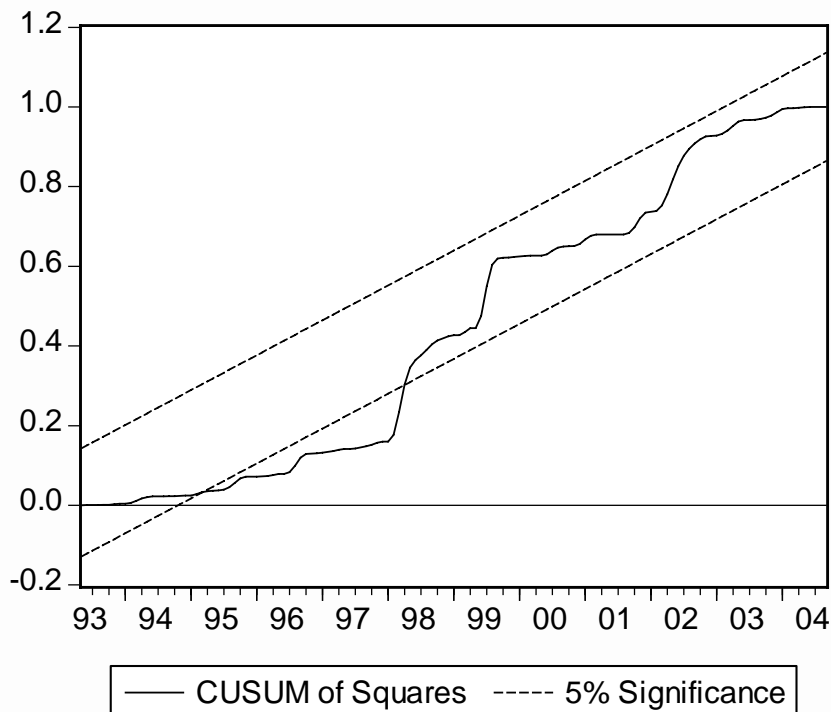
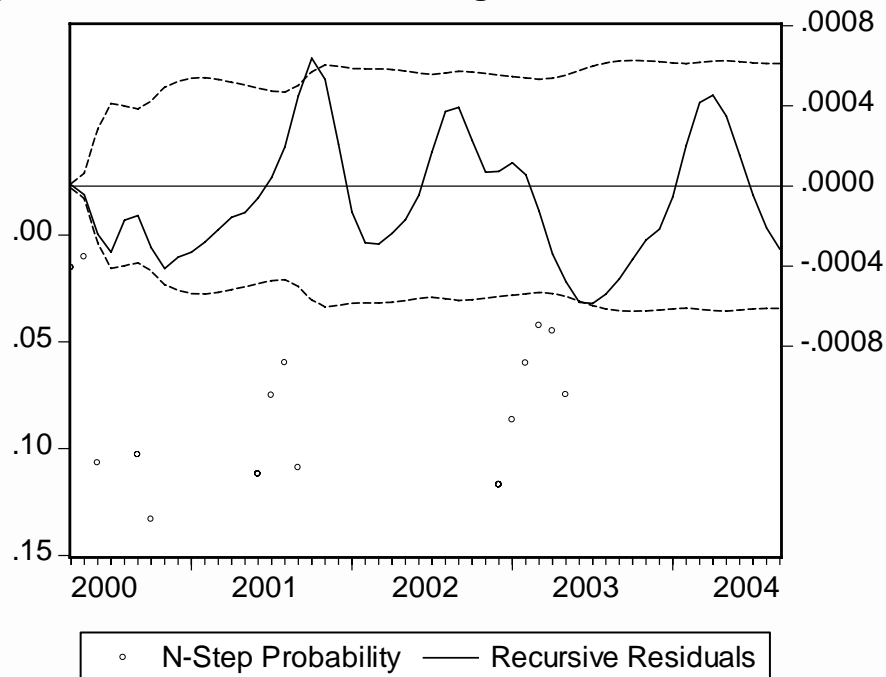


Abbildung 46: Kumulierte Residuen-Summe von Modell 2 mit Konfidenzintervall**Abbildung 47: Kumulierte Residuen-Quadratsumme von Modell 2 mit Konfidenzintervall**

Insgesamt ist zu den Modellen 1 und 2 zu sagen, dass beide Modelle von 1999 bis 2004 keine bedeutende Instabilität mehr aufweisen. Andererseits erkennt man an den rekursiv geschätzten Koeffizientenwerten von Arbeitslosen und Beitragszahlern einen massiven Strukturbruch im Januar

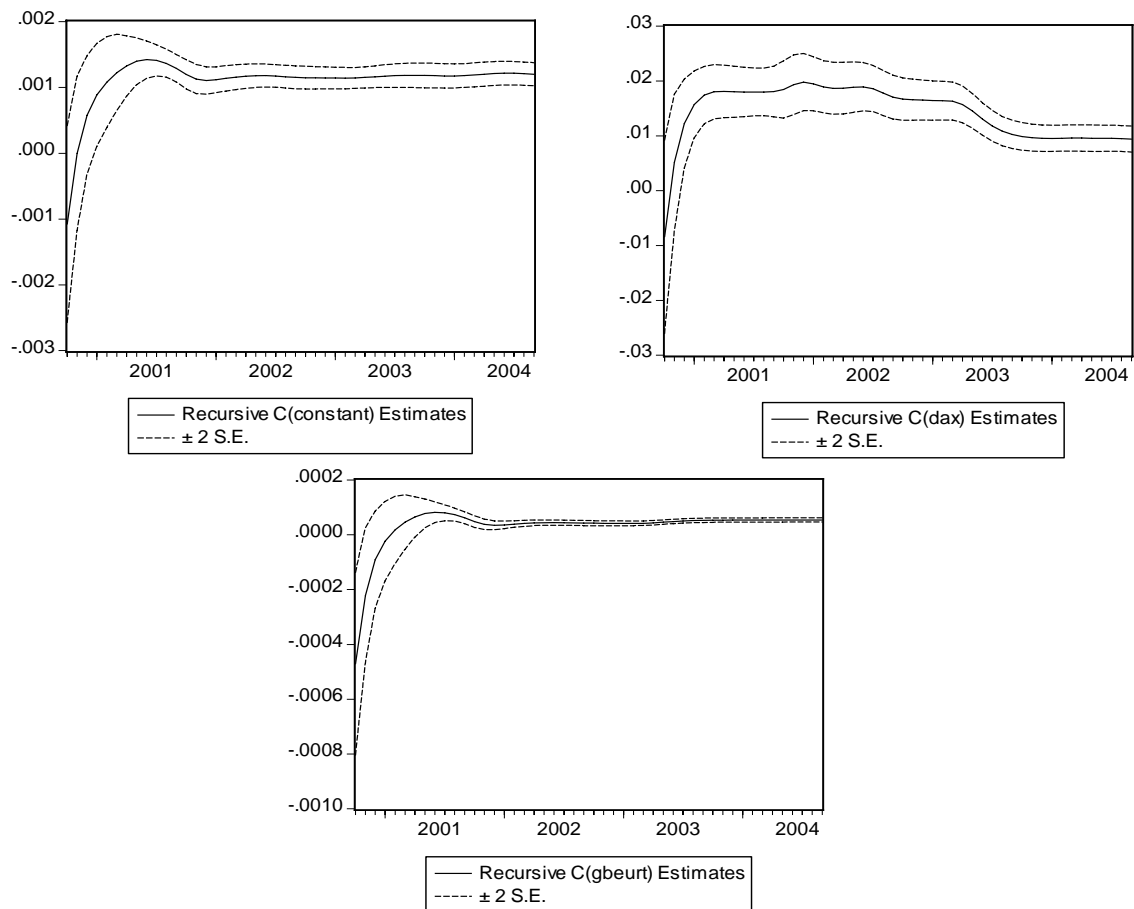
1998 und an den Koeffizienten von Geschäftserwartungen und Auftragseingängen einen kleineren Strukturbruch im Mai 1999.³⁷ Diese beiden Strukturbrüche spiegeln sich auch bei fast allen anderen durchgeführten Tests in Signifikanzen wider.

Abbildung 48: Ein-Schritt- und Chow-Prognosetest für Modell 3



³⁷ Dagegen sind die „Turbulenzen“ zu Beginn mit den kurzen Beobachtungszeiträumen zu erklären, auf denen die Schätzungen basieren.

Abbildung 49: Rekursiv geschätzte Koeffizienten von Modell 3 mit Konfidenzintervall (Koeffizienten in der Reihenfolge der Modellvariablen)



Für **Modell 3** indizieren Ein-Schritt- und Chow-Prognosetest Instabilität im Jahr 2003, die sich auch in einer Verkleinerung des geschätzten DAX-Koeffizienten findet. Die „Turbulenzen“ in den ersten zwei Jahren sind dagegen wohl auf sehr geringen Beobachtungszahlen und die entsprechend wenigen Freiheitsgrade der Schätzungen zurückzuführen, und die kumulierte Residuen-Summe und –Quadratsumme bleiben – jedenfalls nach 2001 – stets innerhalb der Konfidenzintervalle.

Abbildung 50: Kumulierte Residuen-Summe von Modell 3 mit Konfidenzintervall

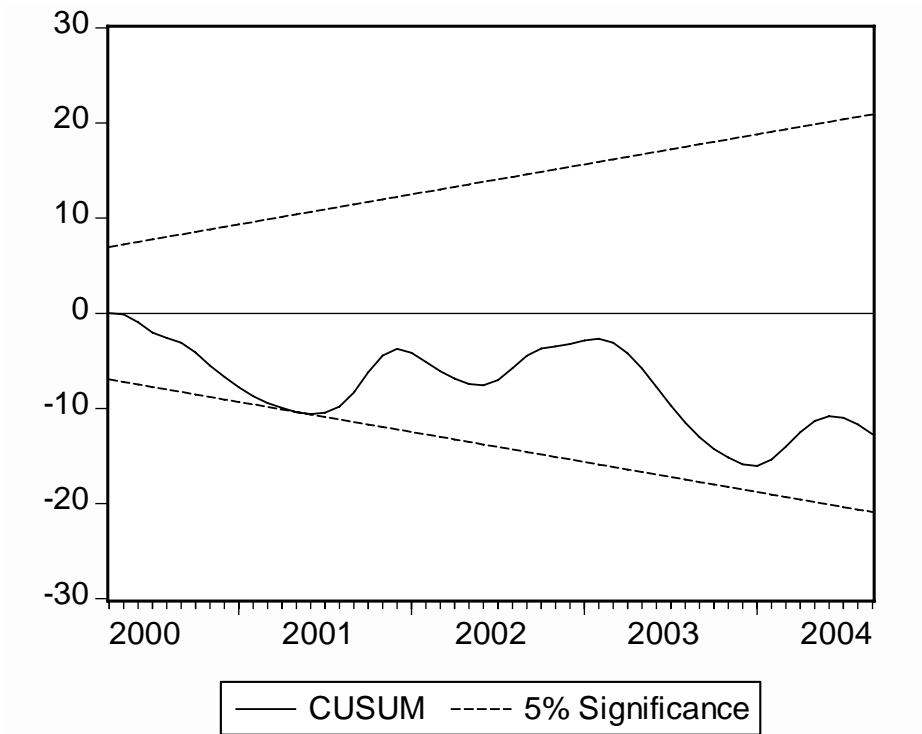


Abbildung 51: Kumulierte Residuen-Quadratsumme von Modell 3 mit Konfidenzintervall

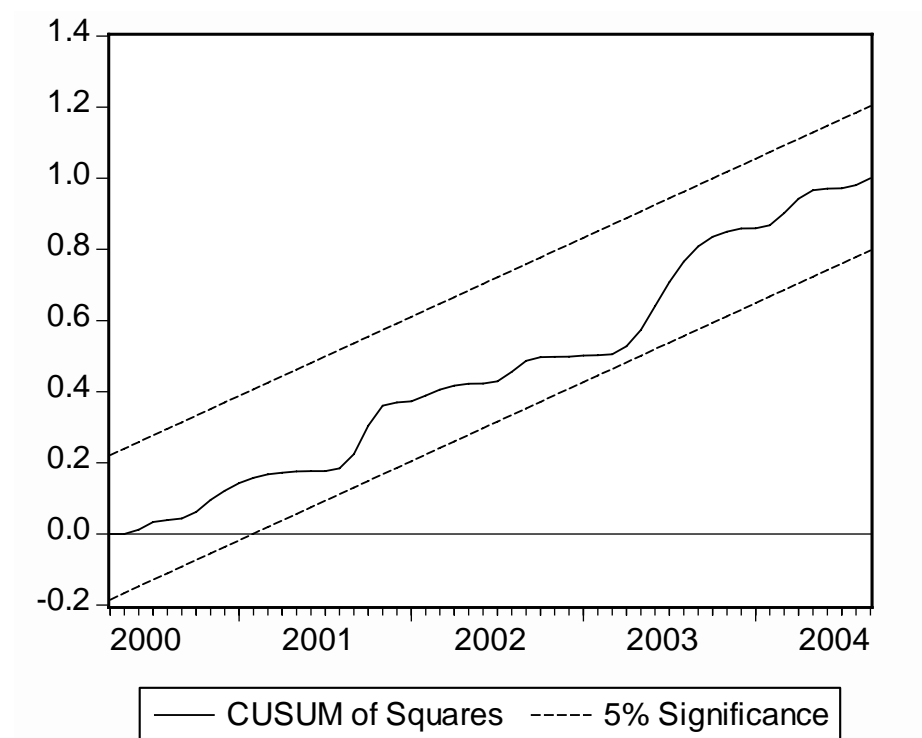
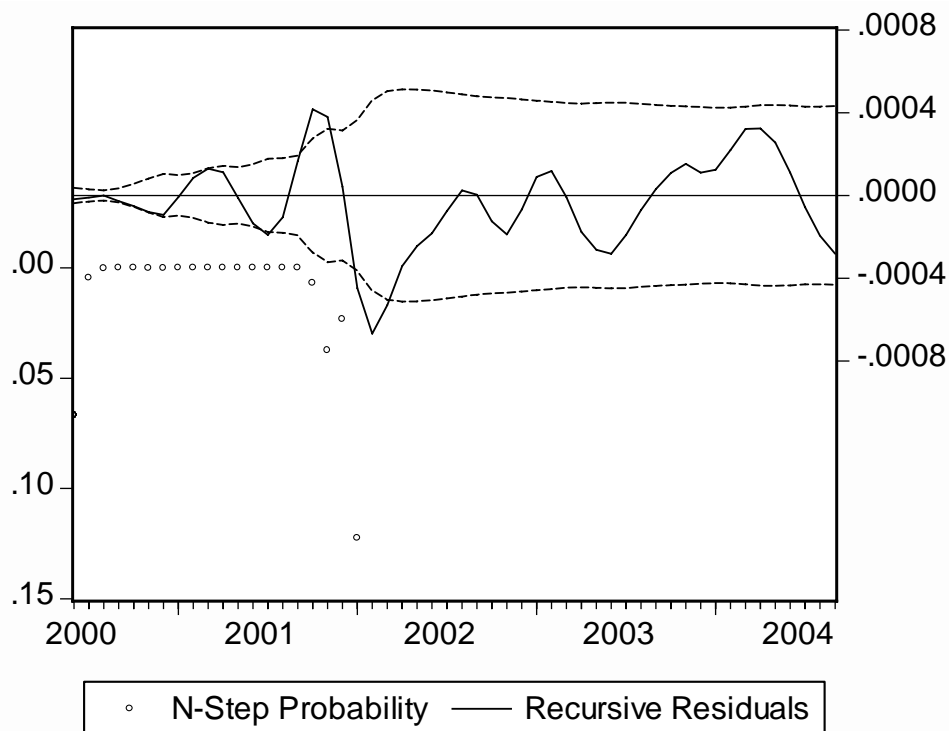


Abbildung 52: Ein-Schritt- und Chow-Prognosetest für Modell 4



Für **Modell 4** zeigen Ein-Schritt- und Chow-Prognosetest eine Instabilität Anfang 2002. Wie sich an den rekursiv geschätzte Koeffizienten erkennen lässt, wird diese Instabilität von einem kuriosen Vorzeichentausch der Koeffizienten von Geschäftserwartungen einerseits und Konjunkturerwartungen und Geschäftslagebeurteilungen andererseits verursacht. Der Vorzeichentausch wiederum rührt von einer hohen Kollinearität besonders von Geschäftserwartungen und Konjunkturerwartungen (mit einem Korrelationskoeffizienten von 82 Prozent) her.

Abbildung 53: Rekursiv geschätzte Koeffizienten von Modell 4 mit Konfidenzintervall (Koeffizienten in der Reihenfolge der Modellvariablen)

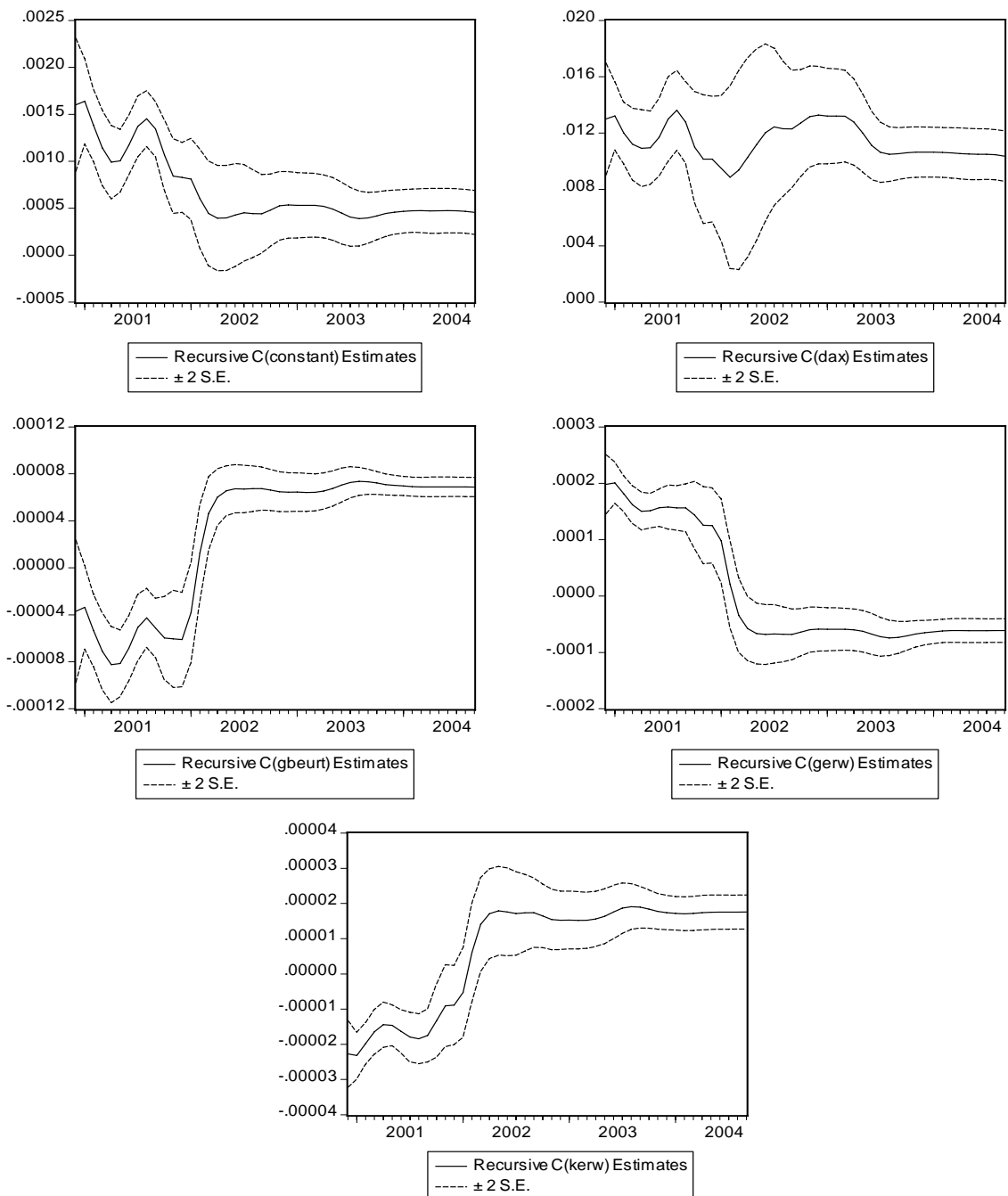


Abbildung 54: Kumulierte Residuen-Summe von Modell 4 mit Konfidenzintervall

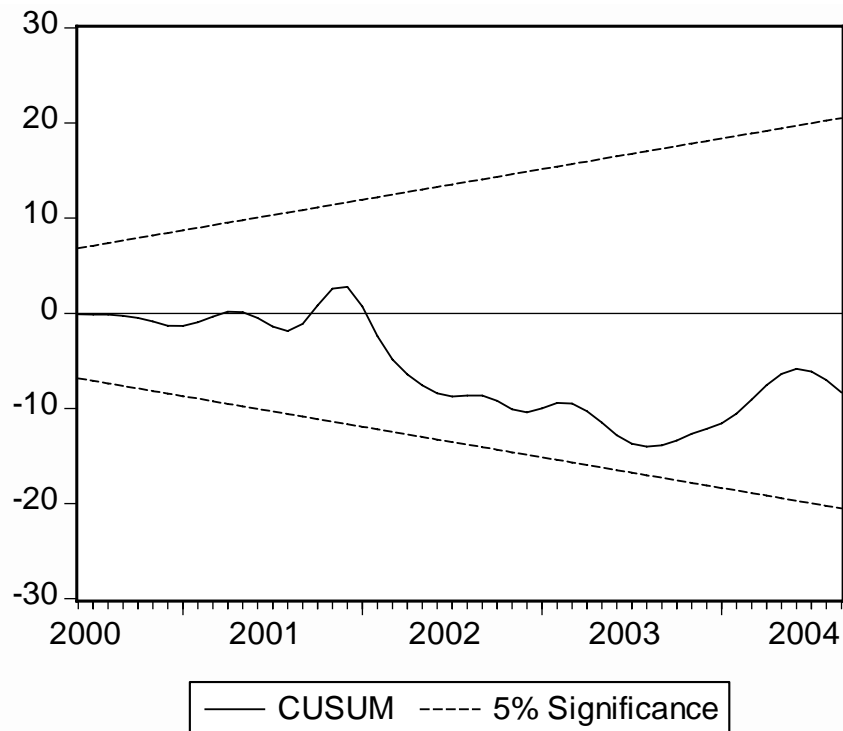
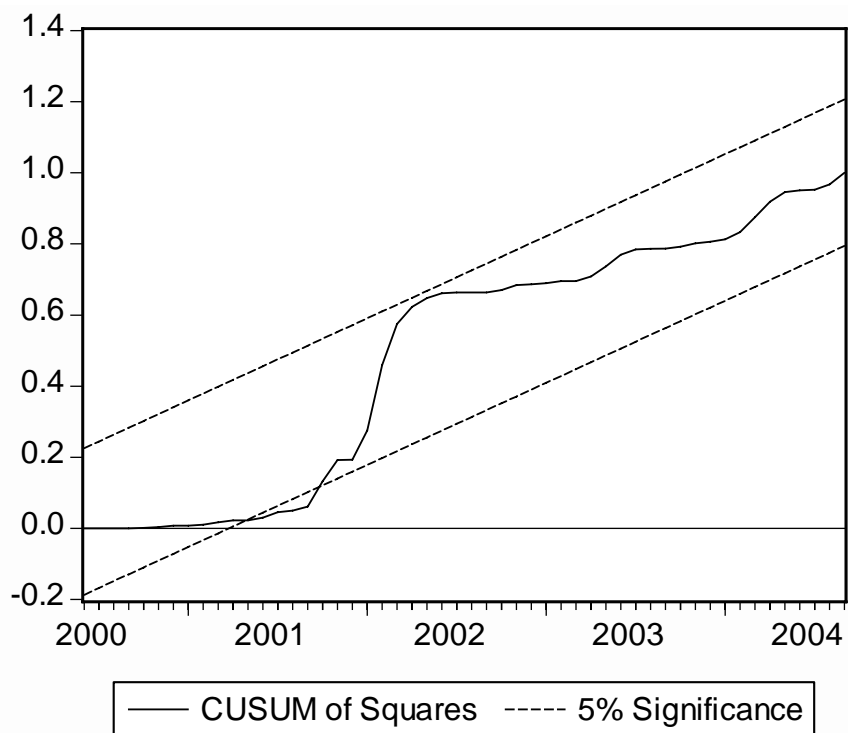


Abbildung 55: Kumulierte Residuen-Quadratsumme von Modell 4 mit Konfidenzintervall



Anhang 9: Erweiterte AR-Modelle

a) Erweiterungen des AR(6)-Modells:

Tabelle 46: Auftragseingänge

Dependent Variable: DLOG(TCET)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1993M01 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | -3.52E-06 | 6.16E-06 | -0.571594 | 0.5686 |
| DLOG(TCET(-1)) | 2.893927 | 0.074592 | 38.79687 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-2)) | -3.856991 | 0.195679 | -19.71076 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-3)) | 2.870102 | 0.225559 | 12.72442 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-4)) | -1.037126 | 0.121840 | -8.512210 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-6)) | 0.099987 | 0.025276 | 3.955885 | 0.0001 |
| DLOG(TCAEVG(-4)) | 0.059638 | 0.020057 | 2.973486 | 0.0035 |
| DLOG(TCAEVG(-5)) | -0.106165 | 0.038123 | -2.784835 | 0.0061 |
| DLOG(TCAEVG(-6)) | 0.052047 | 0.019589 | 2.656940 | 0.0089 |
| R-squared | 0.994365 | Akaike info criterion | -16.35300 | |
| Adjusted R-squared | 0.994026 | Schwarz criterion | -16.16566 | |
| Durbin-Watson stat | 2.011677 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Tabelle 47: Auftragseingänge und offene Stellen

Dependent Variable: DLOG(TCET)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1993M01 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | 3.67E-07 | 6.26E-06 | 0.058558 | 0.9534 |
| DLOG(TCET(-1)) | 2.854759 | 0.075061 | 38.03240 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-2)) | -3.793870 | 0.194014 | -19.55458 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-3)) | 2.820679 | 0.222538 | 12.67502 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-4)) | -1.020480 | 0.119896 | -8.511385 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-6)) | 0.105663 | 0.024942 | 4.236272 | 0.0000 |
| DLOG(TCAEVG(-4)) | 0.058192 | 0.019713 | 2.951936 | 0.0037 |
| DLOG(TCAEVG(-5)) | -0.102850 | 0.037477 | -2.744322 | 0.0069 |
| DLOG(TCAEVG(-6)) | 0.049694 | 0.019269 | 2.578911 | 0.0110 |
| DLOG(TCZUOST(-1)) | 0.001087 | 0.000451 | 2.409420 | 0.0174 |
| R-squared | 0.994603 | Akaike info criterion | -16.38196 | |
| Adjusted R-squared | 0.994235 | Schwarz criterion | -16.17380 | |
| Durbin-Watson stat | 2.022538 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Tabelle 48: DAX

Dependent Variable: DLOG(TCET)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1993M01 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | 2.64E-06 | 5.80E-06 | 0.454799 | 0.6500 |
| DLOG(TCET(-1)) | 2.921460 | 0.074672 | 39.12413 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-2)) | -3.930287 | 0.196158 | -20.03633 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-3)) | 2.960441 | 0.226290 | 13.08251 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-4)) | -1.084318 | 0.122525 | -8.849785 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-6)) | 0.113180 | 0.025732 | 4.398491 | 0.0000 |
| DLOG(TCDAX(-1)) | 0.000583 | 0.000226 | 2.582608 | 0.0109 |
| R-squared | 0.994124 | Akaike info criterion | -16.33920 | |
| Adjusted R-squared | 0.993863 | Schwarz criterion | -16.19349 | |
| Durbin-Watson stat | 1.963408 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Tabelle 49: Offene Stellen

Dependent Variable: DLOG(TCET)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1993M01 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | 6.35E-06 | 5.96E-06 | 1.064865 | 0.2889 |
| DLOG(TCET(-1)) | 2.897898 | 0.077011 | 37.62987 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-2)) | -3.832930 | 0.202212 | -18.95504 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-3)) | 2.832767 | 0.232045 | 12.20783 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-4)) | -1.013812 | 0.124489 | -8.143817 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-6)) | 0.094749 | 0.025295 | 3.745697 | 0.0003 |
| DLOG(TCOST(-1)) | 0.009017 | 0.003692 | 2.442183 | 0.0159 |
| DLOG(TCOST(-2)) | -0.022027 | 0.008904 | -2.473904 | 0.0146 |
| DLOG(TCOST(-3)) | 0.023068 | 0.008841 | 2.609197 | 0.0101 |
| DLOG(TCOST(-4)) | -0.009483 | 0.003643 | -2.603494 | 0.0103 |
| R-squared | 0.994250 | Akaike info criterion | -16.31863 | |
| Adjusted R-squared | 0.993858 | Schwarz criterion | -16.11047 | |
| Durbin-Watson stat | 1.946682 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Tabelle 50: Geschäftsbeurteilungen

Dependent Variable: DLOG(TCET)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1993M01 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | 3.08E-05 | 2.24E-05 | 1.373351 | 0.1719 |
| DLOG(TCET(-1)) | 2.910487 | 0.075349 | 38.62687 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-2)) | -3.906767 | 0.197264 | -19.80477 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-3)) | 2.933199 | 0.227985 | 12.86577 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-4)) | -1.076995 | 0.123230 | -8.739681 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-6)) | 0.108814 | 0.026767 | 4.065169 | 0.0001 |
| TCGBEURT(-1) | 1.47E-05 | 4.89E-06 | 2.999803 | 0.0032 |
| TCGBEURT(-2) | -1.34E-05 | 4.78E-06 | -2.805938 | 0.0058 |
| R-squared | 0.994234 | Akaike info criterion | -16.34402 | |
| Adjusted R-squared | 0.993933 | Schwarz criterion | -16.17750 | |
| Durbin-Watson stat | 1.970592 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Tabelle 51: DAX und offene Stellen

Dependent Variable: DLOG(TCET)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1993M01 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | 6.02E-06 | 5.97E-06 | 1.008699 | 0.3149 |
| DLOG(TCET(-1)) | 2.890375 | 0.075387 | 38.34074 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-2)) | -3.875963 | 0.195753 | -19.80032 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-3)) | 2.913009 | 0.224922 | 12.95121 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-4)) | -1.065543 | 0.121479 | -8.771437 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-6)) | 0.114583 | 0.025447 | 4.502731 | 0.0000 |
| DLOG(TCDAX(-1)) | 0.000478 | 0.000229 | 2.090616 | 0.0385 |
| DLOG(TCZUOST(-1)) | 0.000947 | 0.000466 | 2.033113 | 0.0440 |
| R-squared | 0.994300 | Akaike info criterion | -16.35550 | |
| Adjusted R-squared | 0.994002 | Schwarz criterion | -16.18897 | |
| Durbin-Watson stat | 1.964708 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Tabelle 52: Geschäftsbeurteilungen und DAX

Dependent Variable: DLOG(TCET)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1993M01 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | 2.31E-05 | 2.24E-05 | 1.030772 | 0.3045 |
| DLOG(TCET(-1)) | 2.889329 | 0.075004 | 38.52213 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-2)) | -3.890148 | 0.194814 | -19.96855 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-3)) | 2.938006 | 0.224986 | 13.05860 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-4)) | -1.090033 | 0.121755 | -8.952654 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-6)) | 0.121841 | 0.027102 | 4.495643 | 0.0000 |
| TCGBEURT(-1) | 1.30E-05 | 4.88E-06 | 2.670069 | 0.0085 |
| TCGBEURT(-2) | -1.21E-05 | 4.76E-06 | -2.534888 | 0.0124 |
| DLOG(TCDAX(-1)) | 0.000483 | 0.000225 | 2.146883 | 0.0336 |
| R-squared | 0.994427 | Akaike info criterion | -16.36401 | |
| Adjusted R-squared | 0.994092 | Schwarz criterion | -16.17667 | |
| Durbin-Watson stat | 1.999981 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Tabelle 53: Konjunkturerwartungen

Dependent Variable: DLOG(TCET)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1993M01 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | -1.32E-05 | 1.02E-05 | -1.291697 | 0.1987 |
| DLOG(TCET(-1)) | 2.919585 | 0.073557 | 39.69125 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-2)) | -3.902224 | 0.194093 | -20.10492 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-3)) | 2.933308 | 0.223614 | 13.11773 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-4)) | -1.073900 | 0.120880 | -8.884042 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-6)) | 0.103547 | 0.024973 | 4.146346 | 0.0001 |
| TCKERW(-3) | 5.98E-06 | 1.79E-06 | 3.345089 | 0.0011 |
| TCKERW(-4) | -7.78E-06 | 2.50E-06 | -3.116345 | 0.0022 |
| TCKERW(-6) | 2.26E-06 | 9.10E-07 | 2.487244 | 0.0141 |
| R-squared | 0.994356 | Akaike info criterion | -16.35141 | |
| Adjusted R-squared | 0.994017 | Schwarz criterion | -16.16407 | |
| Durbin-Watson stat | 2.006981 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Tabelle 54: Offene Stellen

Dependent Variable: DLOG(TCET)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1993M01 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | 8.74E-06 | 5.90E-06 | 1.480934 | 0.1410 |
| DLOG(TCET(-1)) | 2.909428 | 0.075762 | 38.40220 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-2)) | -3.888507 | 0.198088 | -19.63019 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-3)) | 2.905378 | 0.227682 | 12.76066 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-4)) | -1.050579 | 0.122772 | -8.557140 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-6)) | 0.102480 | 0.025088 | 4.084884 | 0.0001 |
| DLOG(TCZUOST(-1)) | 0.001165 | 0.000460 | 2.535170 | 0.0124 |
| R-squared | 0.994114 | Akaike info criterion | -16.33749 | |
| Adjusted R-squared | 0.993852 | Schwarz criterion | -16.19178 | |
| Durbin-Watson stat | 1.939000 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

b) Erweiterungen des AR(13)-Modells:

Tabelle 55: Auftragseingänge

Dependent Variable: DLOG(TCET)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1993M01 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | -2.20E-06 | 5.73E-06 | -0.384440 | 0.7013 |
| DLOG(TCET(-1)) | 2.907965 | 0.065598 | 44.32998 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-2)) | -3.816044 | 0.157120 | -24.28748 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-3)) | 2.716351 | 0.160793 | 16.89342 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-4)) | -0.878072 | 0.071646 | -12.25575 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-8)) | 0.085738 | 0.015834 | 5.414929 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-11)) | -0.285875 | 0.050070 | -5.709533 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-12)) | 0.441433 | 0.081369 | 5.425084 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-13)) | -0.200167 | 0.043430 | -4.608942 | 0.0000 |
| DLOG(TCAEVG(-4)) | 0.046253 | 0.019246 | 2.403232 | 0.0177 |
| DLOG(TCAEVG(-5)) | -0.081276 | 0.036775 | -2.210072 | 0.0288 |
| DLOG(TCAEVG(-6)) | 0.039370 | 0.018987 | 2.073542 | 0.0401 |
| R-squared | 0.995243 | Akaike info criterion | -16.48002 | |
| Adjusted R-squared | 0.994840 | Schwarz criterion | -16.23023 | |
| Durbin-Watson stat | 2.106640 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Tabelle 56: Auftragseingänge und offene Stellen

Dependent Variable: DLOG(TCET)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1993M01 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | 1.14E-06 | 5.84E-06 | 0.195615 | 0.8452 |
| DLOG(TCET(-1)) | 2.865814 | 0.067322 | 42.56866 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-2)) | -3.738545 | 0.158620 | -23.56926 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-3)) | 2.645057 | 0.161579 | 16.37001 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-4)) | -0.848016 | 0.071848 | -11.80289 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-8)) | 0.085862 | 0.015597 | 5.505047 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-11)) | -0.275260 | 0.049550 | -5.555233 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-12)) | 0.425911 | 0.080453 | 5.293901 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-13)) | -0.191752 | 0.042946 | -4.464932 | 0.0000 |
| DLOG(TCAEVG(-4)) | 0.044822 | 0.018969 | 2.362843 | 0.0196 |
| DLOG(TCAEVG(-5)) | -0.077791 | 0.036259 | -2.145422 | 0.0338 |
| DLOG(TCAEVG(-6)) | 0.037017 | 0.018732 | 1.976106 | 0.0503 |
| DLOG(TCZUOST(-1)) | 0.000954 | 0.000428 | 2.231162 | 0.0274 |
| R-squared | 0.995419 | Akaike info criterion | -16.50380 | |
| Adjusted R-squared | 0.994993 | Schwarz criterion | -16.23319 | |
| Durbin-Watson stat | 2.103361 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Tabelle 57: Geschäftsbeurteilungen

Dependent Variable: DLOG(TCET)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1993M01 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | 2.25E-05 | 2.13E-05 | 1.057378 | 0.2923 |
| DLOG(TCET(-1)) | 2.910077 | 0.066567 | 43.71666 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-2)) | -3.825795 | 0.157942 | -24.22278 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-3)) | 2.730428 | 0.161076 | 16.95118 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-4)) | -0.890352 | 0.071192 | -12.50631 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-8)) | 0.085899 | 0.015965 | 5.380355 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-11)) | -0.278344 | 0.050711 | -5.488875 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-12)) | 0.435746 | 0.081958 | 5.316688 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-13)) | -0.193878 | 0.043767 | -4.429786 | 0.0000 |
| TCGBEURT(-1) | 1.36E-05 | 5.19E-06 | 2.626641 | 0.0097 |
| TCGBEURT(-2) | -1.28E-05 | 5.10E-06 | -2.508933 | 0.0133 |
| R-squared | 0.995174 | Akaike info criterion | -16.47976 | |
| Adjusted R-squared | 0.994806 | Schwarz criterion | -16.25079 | |
| Durbin-Watson stat | 2.063376 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Tabelle 58: Geschäftsbeurteilungen und offene Stellen

Dependent Variable: DLOG(TCET)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1993M01 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | 1.04E-05 | 2.21E-05 | 0.468407 | 0.6403 |
| DLOG(TCET(-1)) | 2.884252 | 0.067486 | 42.73849 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-2)) | -3.775486 | 0.158970 | -23.74963 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-3)) | 2.683064 | 0.161763 | 16.58635 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-4)) | -0.867195 | 0.071702 | -12.09446 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-8)) | 0.088121 | 0.015872 | 5.551852 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-11)) | -0.273894 | 0.050325 | -5.442452 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-12)) | 0.431097 | 0.081280 | 5.303840 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-13)) | -0.191919 | 0.043397 | -4.422412 | 0.0000 |
| TCGBEURT(-1) | 1.18E-05 | 5.24E-06 | 2.258019 | 0.0256 |
| TCGBEURT(-2) | -1.17E-05 | 5.09E-06 | -2.303083 | 0.0229 |
| DLOG(TCZUOST(-1)) | 0.000846 | 0.000464 | 1.823670 | 0.0705 |
| R-squared | 0.995294 | Akaike info criterion | -16.49094 | |
| Adjusted R-squared | 0.994896 | Schwarz criterion | -16.24115 | |
| Durbin-Watson stat | 2.066355 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Tabelle 59: DAX

Dependent Variable: DLOG(TCET)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992M03 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | 5.93E-07 | 5.07E-06 | 0.116878 | 0.9071 |
| DLOG(TCET(-1)) | 2.915163 | 0.062999 | 46.27326 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-2)) | -3.833396 | 0.150919 | -25.40036 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-3)) | 2.738424 | 0.154593 | 17.71378 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-4)) | -0.888126 | 0.068888 | -12.89234 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-8)) | 0.087751 | 0.014757 | 5.946531 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-11)) | -0.278643 | 0.047264 | -5.895398 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-12)) | 0.452311 | 0.075669 | 5.977473 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-13)) | -0.210347 | 0.039633 | -5.307439 | 0.0000 |
| DLOG(TCDAX(-1)) | 0.000605 | 0.000217 | 2.781470 | 0.0061 |
| R-squared | 0.995682 | Akaike info criterion | -16.51189 | |
| Adjusted R-squared | 0.995408 | Schwarz criterion | -16.31295 | |
| Durbin-Watson stat | 2.086548 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Tabelle 60: DAX und offene Stellen

Dependent Variable: DLOG(TCET)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1993M01 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | 5.19E-06 | 5.50E-06 | 0.942290 | 0.3478 |
| DLOG(TCET(-1)) | 2.893152 | 0.066241 | 43.67587 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-2)) | -3.800521 | 0.156682 | -24.25621 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-3)) | 2.708851 | 0.159687 | 16.96350 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-4)) | -0.875469 | 0.071047 | -12.32233 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-8)) | 0.091503 | 0.015260 | 5.996312 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-11)) | -0.286708 | 0.049299 | -5.815630 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-12)) | 0.458255 | 0.079191 | 5.786706 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-13)) | -0.212238 | 0.041694 | -5.090422 | 0.0000 |
| DLOG(TCDAX(-1)) | 0.000496 | 0.000222 | 2.228912 | 0.0275 |
| DLOG(TCZUOST(-1)) | 0.000804 | 0.000434 | 1.852306 | 0.0662 |
| R-squared | 0.995281 | Akaike info criterion | -16.50225 | |
| Adjusted R-squared | 0.994921 | Schwarz criterion | -16.27328 | |
| Durbin-Watson stat | 2.078875 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Tabelle 61: Geschäftsbeurteilungen und DAX

Dependent Variable: DLOG(TCET)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1993M01 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | 1.13E-05 | 2.13E-05 | 0.532770 | 0.5951 |
| DLOG(TCET(-1)) | 2.870070 | 0.067006 | 42.83313 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-2)) | -3.758836 | 0.156822 | -23.96873 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-3)) | 2.670594 | 0.159423 | 16.75163 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-4)) | -0.865811 | 0.070358 | -12.30585 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-8)) | 0.091777 | 0.015799 | 5.809198 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-11)) | -0.268723 | 0.049795 | -5.396625 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-12)) | 0.430483 | 0.080277 | 5.362475 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-13)) | -0.192534 | 0.042859 | -4.492321 | 0.0000 |
| TCGBEURT(-1) | 1.35E-05 | 5.08E-06 | 2.661371 | 0.0088 |
| TCGBEURT(-2) | -1.31E-05 | 5.00E-06 | -2.628460 | 0.0096 |
| DLOG(TCDAX(-1)) | 0.000567 | 0.000220 | 2.575388 | 0.0111 |
| R-squared | 0.995408 | Akaike info criterion | -16.51544 | |
| Adjusted R-squared | 0.995020 | Schwarz criterion | -16.26565 | |
| Durbin-Watson stat | 2.089923 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Tabelle 62: Offene Stellen

Dependent Variable: DLOG(TCET)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1993M01 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | 7.68E-06 | 5.47E-06 | 1.404469 | 0.1625 |
| DLOG(TCET(-1)) | 2.924225 | 0.065724 | 44.49258 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-2)) | -3.850237 | 0.157400 | -24.46142 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-3)) | 2.752364 | 0.160854 | 17.11098 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-4)) | -0.891655 | 0.071730 | -12.43075 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-8)) | 0.087878 | 0.015399 | 5.706638 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-11)) | -0.294814 | 0.049899 | -5.908268 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-12)) | 0.463603 | 0.080336 | 5.770835 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-13)) | -0.213994 | 0.042308 | -5.057983 | 0.0000 |
| DLOG(TCZUOST(-1)) | 0.000973 | 0.000434 | 2.243933 | 0.0265 |
| R-squared | 0.995102 | Akaike info criterion | -16.47911 | |
| Adjusted R-squared | 0.994768 | Schwarz criterion | -16.27095 | |
| Durbin-Watson stat | 2.061815 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Tabelle 63: Konjunkturerwartungen

Dependent Variable: DLOG(TCET)

Method: Least Squares

Date: 08/15/05 Time: 13:47

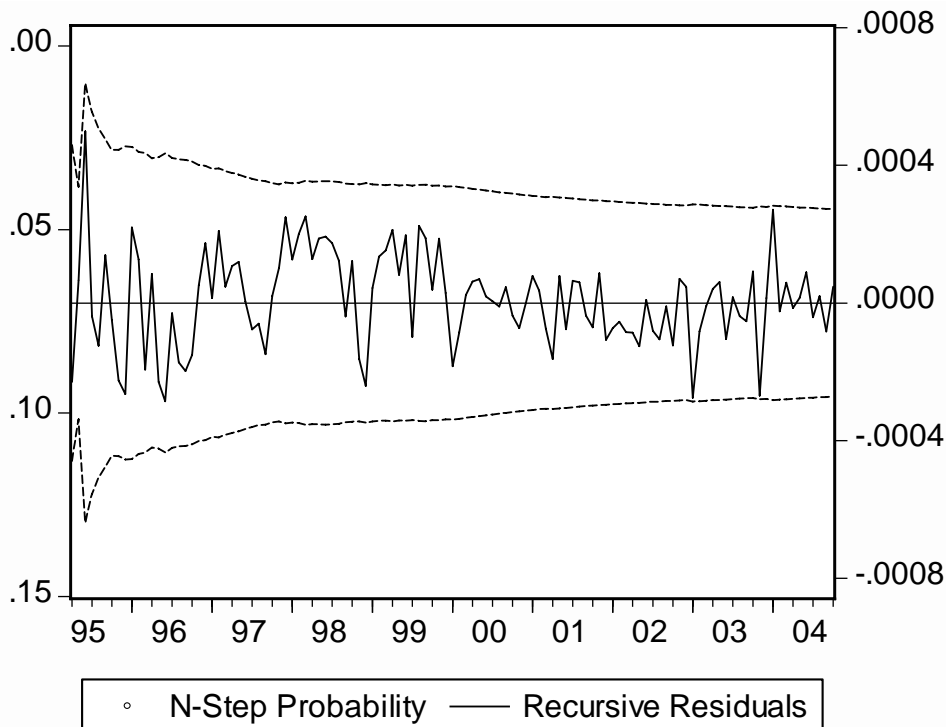
Sample (adjusted): 1993M01 2004M10

Included observations: 142 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | -6.29E-06 | 9.73E-06 | -0.647011 | 0.5188 |
| DLOG(TCET(-1)) | 2.933126 | 0.064195 | 45.69084 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-2)) | -3.860726 | 0.154969 | -24.91281 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-3)) | 2.771237 | 0.158181 | 17.51946 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-4)) | -0.906822 | 0.070340 | -12.89194 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-8)) | 0.089578 | 0.015599 | 5.742469 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-11)) | -0.279378 | 0.050915 | -5.487106 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-12)) | 0.445761 | 0.082036 | 5.433693 | 0.0000 |
| DLOG(TCET(-13)) | -0.211628 | 0.043237 | -4.894591 | 0.0000 |
| TCKERW(-3) | 4.47E-06 | 1.73E-06 | 2.580961 | 0.0110 |
| TCKERW(-4) | -5.67E-06 | 2.42E-06 | -2.348796 | 0.0203 |
| TCKERW(-6) | 1.48E-06 | 8.79E-07 | 1.678706 | 0.0956 |
| R-squared | 0.995221 | Akaike info criterion | -16.47538 | |
| Adjusted R-squared | 0.994816 | Schwarz criterion | -16.22559 | |
| Durbin-Watson stat | 2.120711 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Anhang 10: Stabilitätstests der reinen AR-Modelle für die SVB

Abbildung 56: Ein-Schritt- und Chow-Prognosetest für das AR(4)-Modell der SVB



Für die Modelle zur Vorhersage der SVB habe ich Stabilitätstests ganz analog durchgeführt und dargestellt wie für die Erwerbstätigen-Modelle, vgl. die Anhänge „Stabilitätstests“ und „Stabilitätstests der reinen AR-Modelle“.

Für beide Modelle gilt: Abgesehen von der kumulierten Residuenquadratsumme zeigt kein Test überzeugend eine Instabilität an. Der Chow-Test ergibt nur in so wenigen Fällen eine Signifikanz, dass dies als Zufall verstanden werden kann. Bei den rekursiv geschätzten Koeffizienten gibt es nur am Anfang nennenswerte Veränderungen, die aber im Rahmen der üblichen „Anfangsturbulenzen“ bleiben. Dennoch gibt es eine Reihe von Indizien dafür, dass diese beiden Modellen ebenso wie die Modelle für die Erwerbstätigkeit in den Jahren 1998/99 instabil sind: Die kumulierte Residuenquadratsumme verlässt das Konfidenzintervall, die kumulierte Residuenquadratsumme steigt immerhin deutlich an, und auch einige rekursiv geschätzte Koeffizienten verändern sich deutlich. Dass der dargestellte Zeitraum für das AR(13)-Modell kürzer ist als für das AR(4)-Modell, liegt

daran, dass im AR(13)-Modell mehr Parameter zu schätzen sind und deshalb der kürzeste Stützzeitraum länger sein muss.

Abbildung 57: Rekursiv geschätzte Koeffizienten des AR(4)-Modells der SVB mit Konfidenzintervall von zwei geschätzten Standardabweichungen (in der Reihenfolge der Modellvariablen)

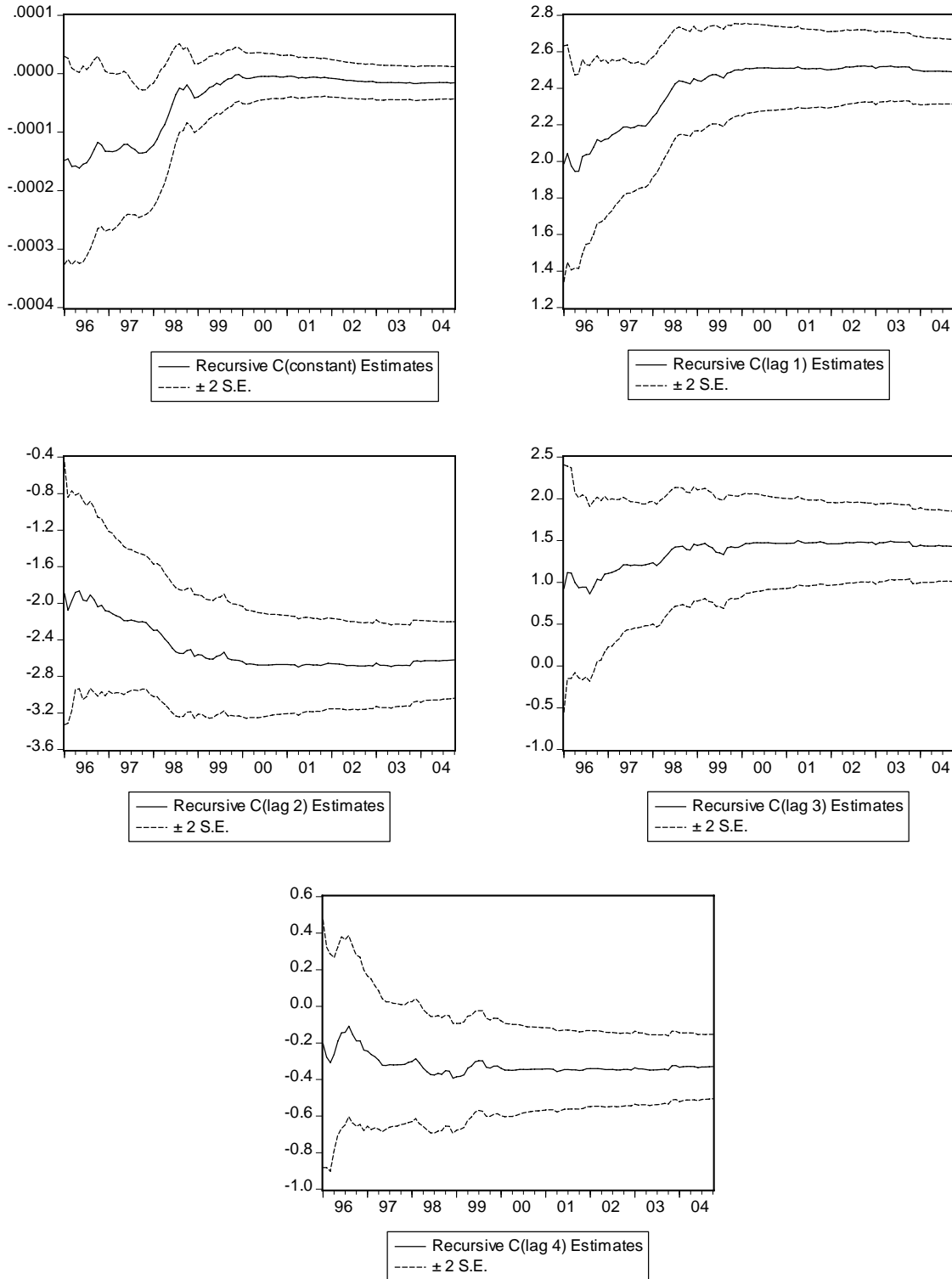


Abbildung 58: Kumulierte Residuen-Summe des AR(4)-Modells mit Konfidenzintervall

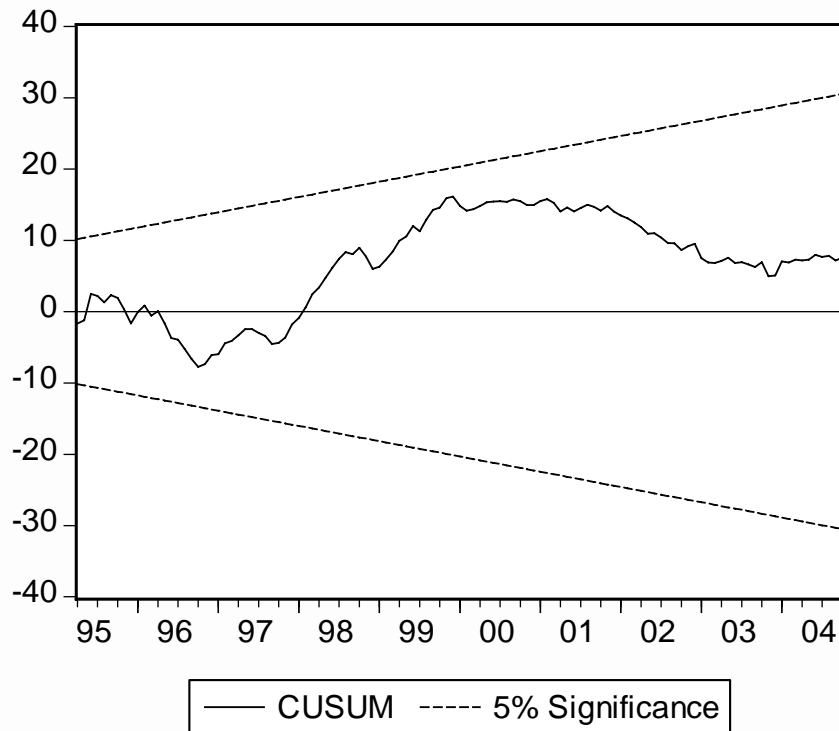


Abbildung 59: Kumulierte Residuen-Quadratsumme des AR(4)-Modells mit Konfidenzintervall

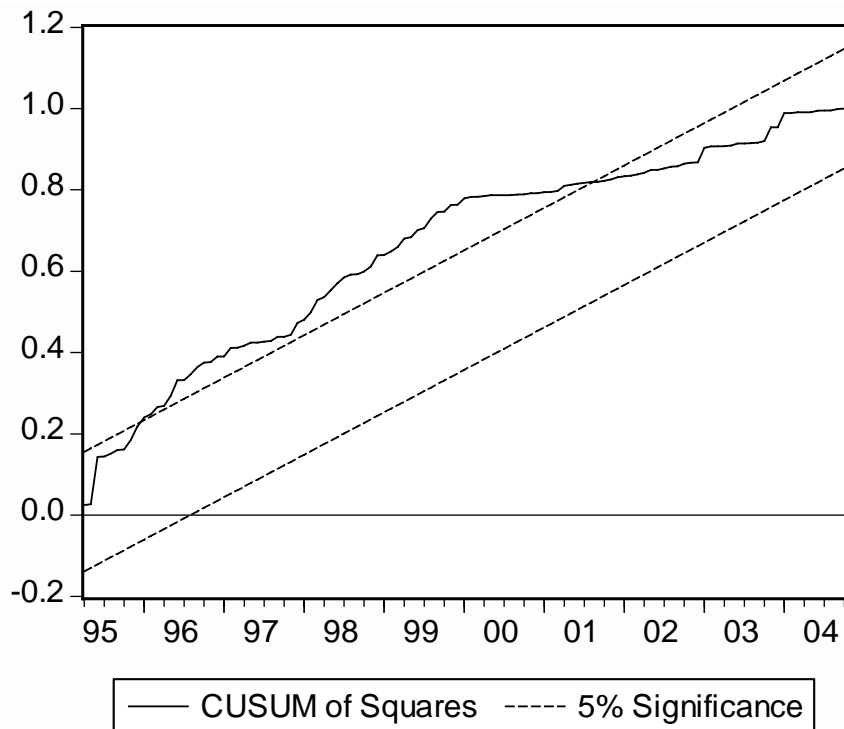


Abbildung 60: Ein-Schritt- und Chow-Prognosetest des AR(13)-Modells der SVB

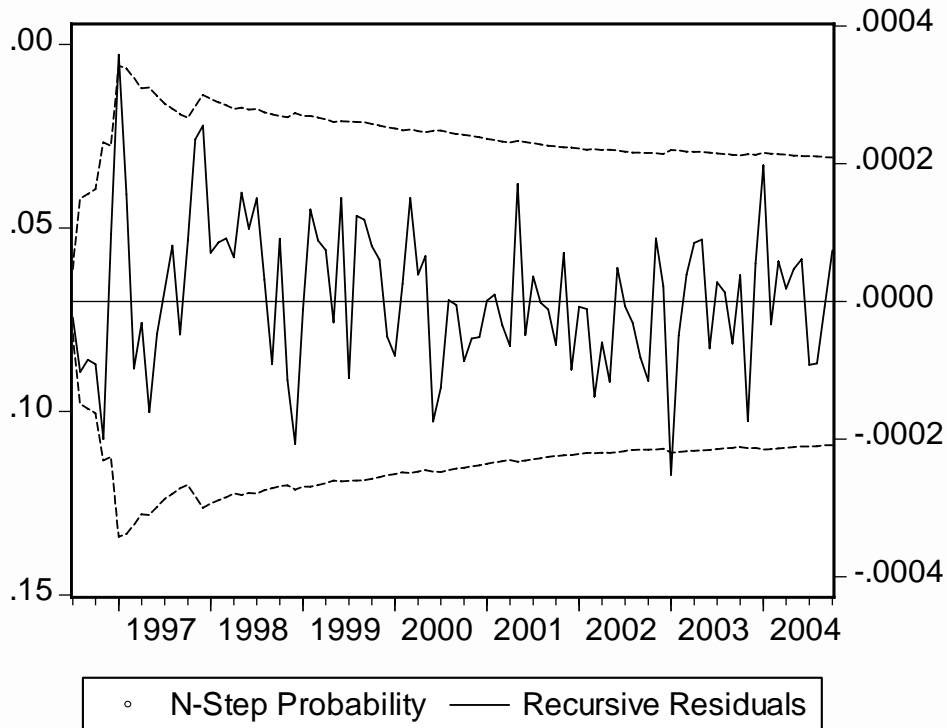


Abbildung 61: Rekursiv geschätzte Koeffizienten des AR(13)-Modells mit Konfidenzintervall (Koeffizienten in der Reihenfolge der Modellvariablen)

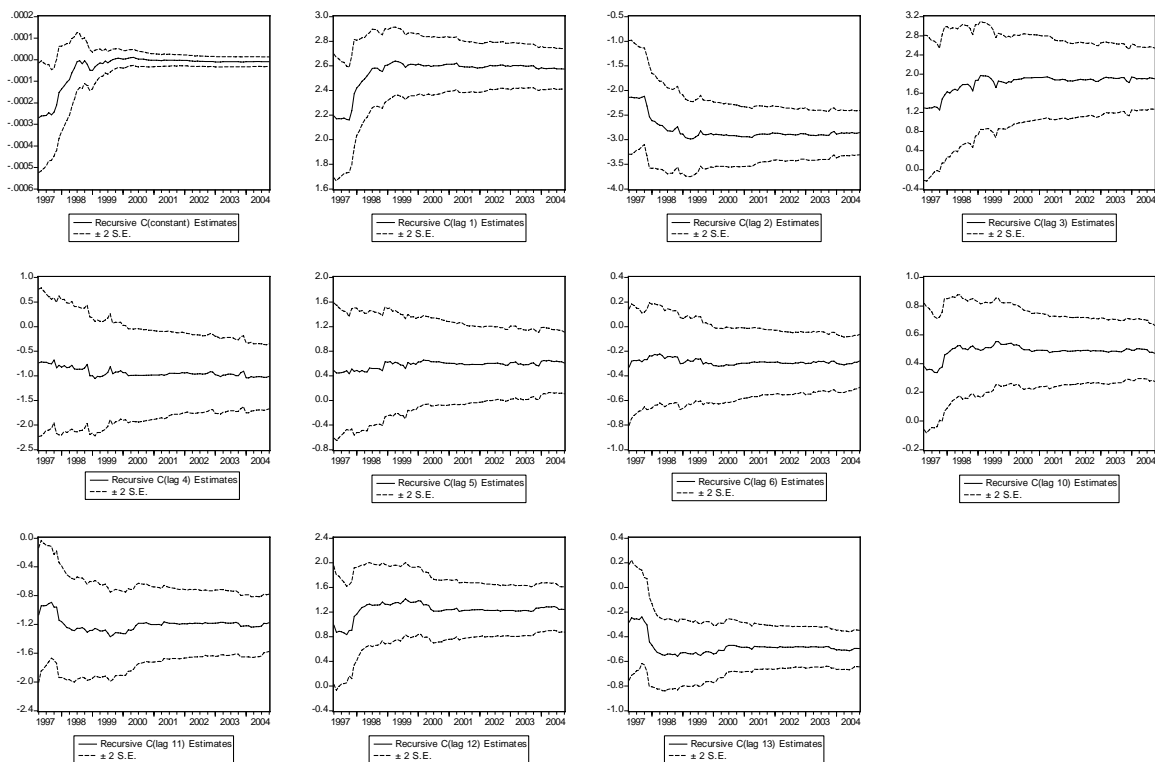


Abbildung 62: Kumulierte Residuen-Summe des AR(13)-Modells mit Konfidenzintervall

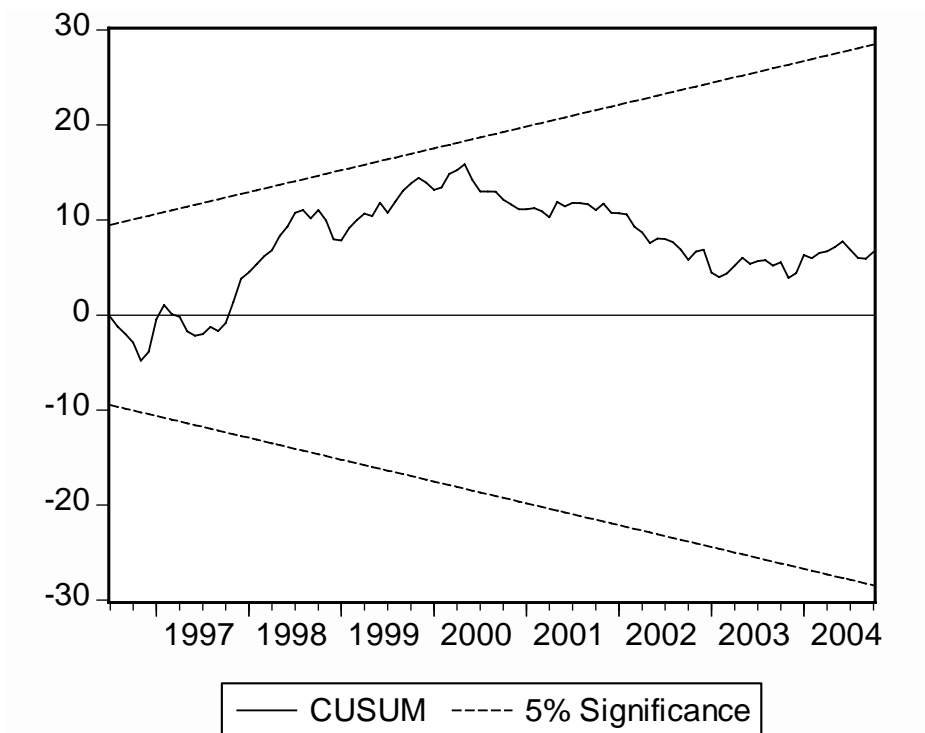
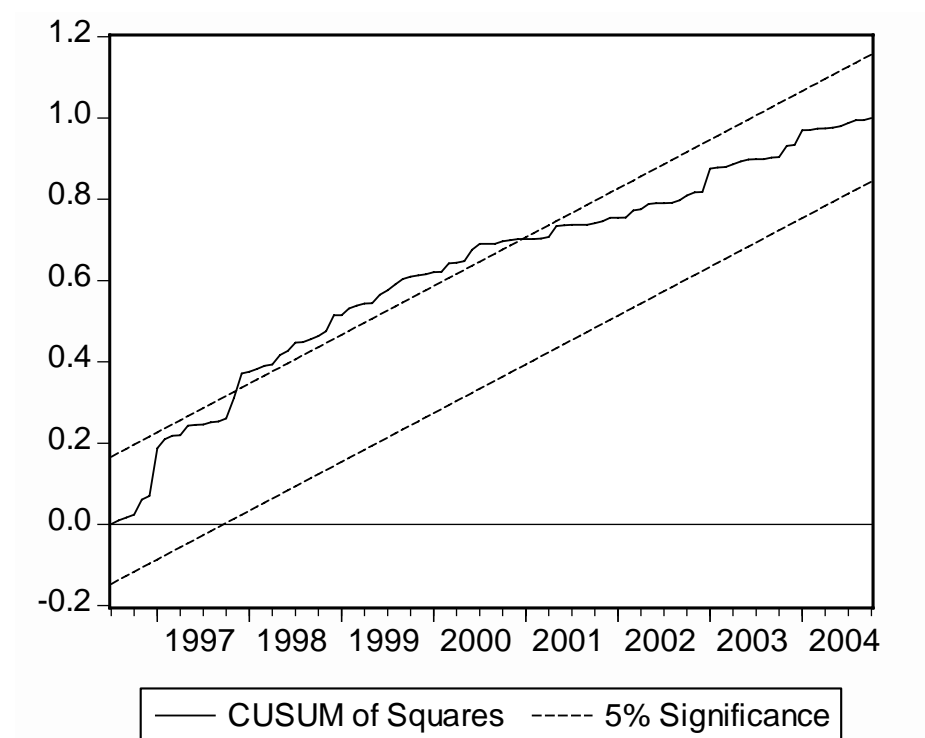


Abbildung 63: Kumulierte Residuen-Quadratsumme des AR(13)-Modells mit Konfidenzintervall



Anhang 11: AR-Modelle 2000/2004 für die SVB

Schätzungen der reinen und erweiterten AR-Modelle auf Basis des Stützzeitraums 2000/I bis 2004/X:

Tabelle 64: AR(4)-Prozess für die SVB

Dependent Variable: DLOG(TCSVB)

Method: Least Squares

Sample: 2000M01 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | -4.24E-05 | 1.53E-05 | -2.777656 | 0.0076 |
| DLOG(TCSVB(-1)) | 2.341512 | 0.128307 | 18.24930 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-2)) | -2.399911 | 0.289369 | -8.293587 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-3)) | 1.299622 | 0.282778 | 4.595911 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-4)) | -0.277342 | 0.118026 | -2.349832 | 0.0225 |
| R-squared | 0.992514 | Akaike info criterion | -15.67768 | |
| Adjusted R-squared | 0.991949 | Schwarz criterion | -15.50006 | |
| Durbin-Watson stat | 1.841704 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Tabelle 65: AR(13)-Prozess für die SVB

Dependent Variable: DLOG(TCSVB)

Method: Least Squares

Sample: 2000M01 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | -3.31E-05 | 1.40E-05 | -2.358439 | 0.0226 |
| DLOG(TCSVB(-1)) | 2.341422 | 0.123100 | 19.02046 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-2)) | -2.499689 | 0.319629 | -7.820595 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-3)) | 1.759689 | 0.450996 | 3.901781 | 0.0003 |
| DLOG(TCSVB(-4)) | -1.006422 | 0.471315 | -2.135350 | 0.0380 |
| DLOG(TCSVB(-5)) | 0.573456 | 0.364177 | 1.574661 | 0.1220 |
| DLOG(TCSVB(-6)) | -0.217456 | 0.155903 | -1.394818 | 0.1696 |
| DLOG(TCSVB(-10)) | 0.396842 | 0.147248 | 2.695065 | 0.0097 |
| DLOG(TCSVB(-11)) | -1.023101 | 0.304483 | -3.360128 | 0.0016 |
| DLOG(TCSVB(-12)) | 1.085136 | 0.273714 | 3.964487 | 0.0002 |
| DLOG(TCSVB(-13)) | -0.448600 | 0.104185 | -4.305799 | 0.0001 |
| R-squared | 0.994779 | Akaike info criterion | -15.83109 | |
| Adjusted R-squared | 0.993668 | Schwarz criterion | -15.44032 | |
| Durbin-Watson stat | 1.839417 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Die P-Werte der Q-Statistik (vgl. Anhang „Alternative AR-Spezifikationen für die Erwerbstätigenzahl“) betragen für die Residuen der beiden reinen AR-Modelle für den 4. Lag 0,58 bzw. 0,89 und für den 12. Lag 0,07 bzw. 0,23.

Die geschätzten Standardfehler der Koeffizienten sind hier deutlich größer als bei den Schätzungen über den langen Stützbereich (vgl. die Schätzergebnisse im Haupttext).

Zum Vergleich der Prognosegüte der AR-Modelle auf der Basis des Teil-Stützzeitraums (Tabelle 1) und des Gesamt-Stützzeitraums (Tabelle 2): Um für das AR(4)-Modell einerseits und das AR(13)-Modell andererseits vergleichbare Zeiträume zu haben, habe ich die rekursiven Schätzungen des Gesamt-Stützzeitraums für beide Modelle im Januar 1996 beginnen lassen. In allen Fällen produzieren die Modelle größere Prognosefehler, wenn sie auf dem verkürzten Stützzeitraum basieren.

Tabelle 66: Root mean squared error bei unterschiedlichen Prognosehorizonten für Ex-ante-Prognosen von 2002/I bis 2004/X; Modelle basierend auf dem Teil-Stützzeitraum 2000/I bis 2004/X

| Prognosehorizont | AR(4) | AR(13) |
|------------------|-------|--------|
| 1 | 2.511 | 2.397 |
| 2 | 6.959 | 6.862 |
| 3 | 13.49 | 13.41 |
| 4 | 21.94 | 21.45 |
| 5 | 31.70 | 30.16 |

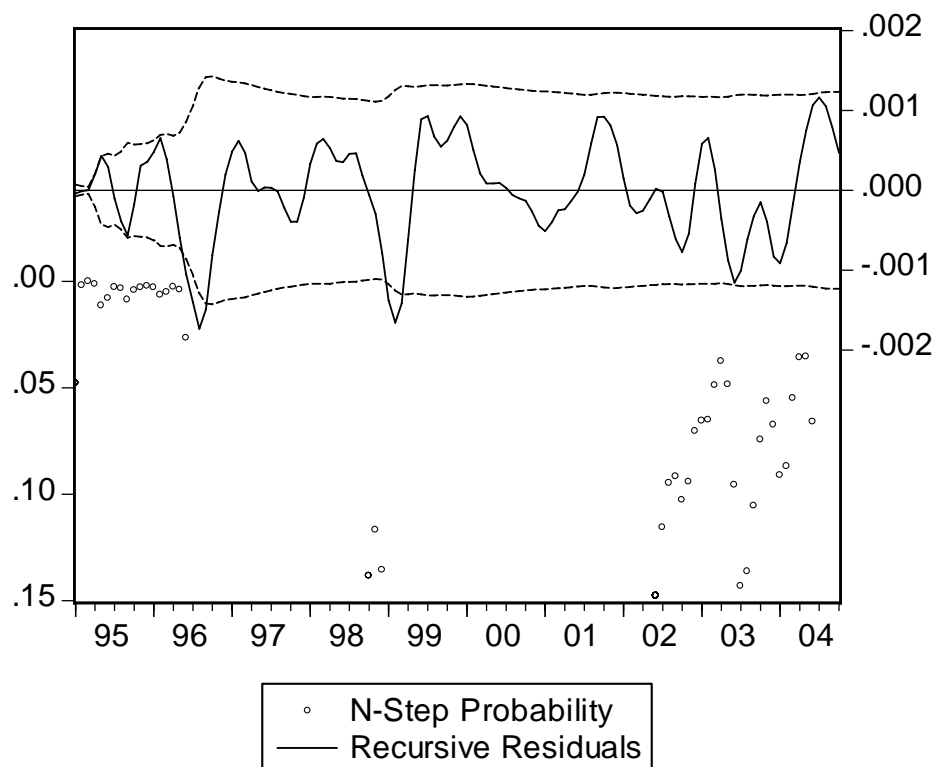
Tabelle 67: Root mean squared error bei unterschiedlichen Prognosehorizonten für Ex-ante-Prognosen von 2002/I bis 2004/X; Modelle basierend auf dem Gesamt-Stützzeitraum 1996/I bis 2004/X

| Prognosehorizont | AR(4) | AR(13) |
|------------------|-------|--------|
| 1 | 2.151 | 2.067 |
| 2 | 5.952 | 6.045 |
| 3 | 11.92 | 12.24 |
| 4 | 20.05 | 19.82 |
| 5 | 29.59 | 28.05 |

Anhang 12: Stabilitätstests der reinen Indikatoren-Modelle für die SVB

Dies sind die Ergebnisse der Stabilitätstests³⁸ für die reinen SVB-Indikatoren-Modelle: Bei **Modell 1** ist die Evidenz für Instabilität nicht sehr stark. Für einen Strukturbruch Anfang 1999 sprechen der Einschritt-Prognose-Test und die rekursive Schätzung des Koeffizienten der Veränderungsrate der Arbeitslosenversicherten. In den Jahren 2003 und 2004 wird im Chow-Prognosetest die Stabilitätshypothese in wenigen Einzelfällen abgelehnt (Abbildung 64). Dagegen sind bei den rekursiven Koeffizienten die relativ starken Veränderungen in den ersten zwei Jahren (siehe Abbildung 65) nur auf die geringe Zahl von verfügbaren Beobachtungen (und die geringe Zahl von Freiheitsgraden in den Schätzungen) zurückzuführen, und kumulierte Residuensumme (Abbildung 66) und Residuenquadratsumme (Abbildung 67) verhalten sich völlig unauffällig. Man kann also das Modell wohl als hinreichend stabil betrachten, um damit arbeiten.

Abbildung 64: Ein-Schritt- und Chow-Prognosetest für SVB-Modell 1



³⁸ Vergleiche den Anhang „Stabilitätstests“.

Abbildung 65: Rekursiv geschätzte Koeffizienten mit Konfidenzintervall von zwei geschätzten Standardabweichungen für SVB-Modell 1 (in der Reihenfolge der Modellvariablen)

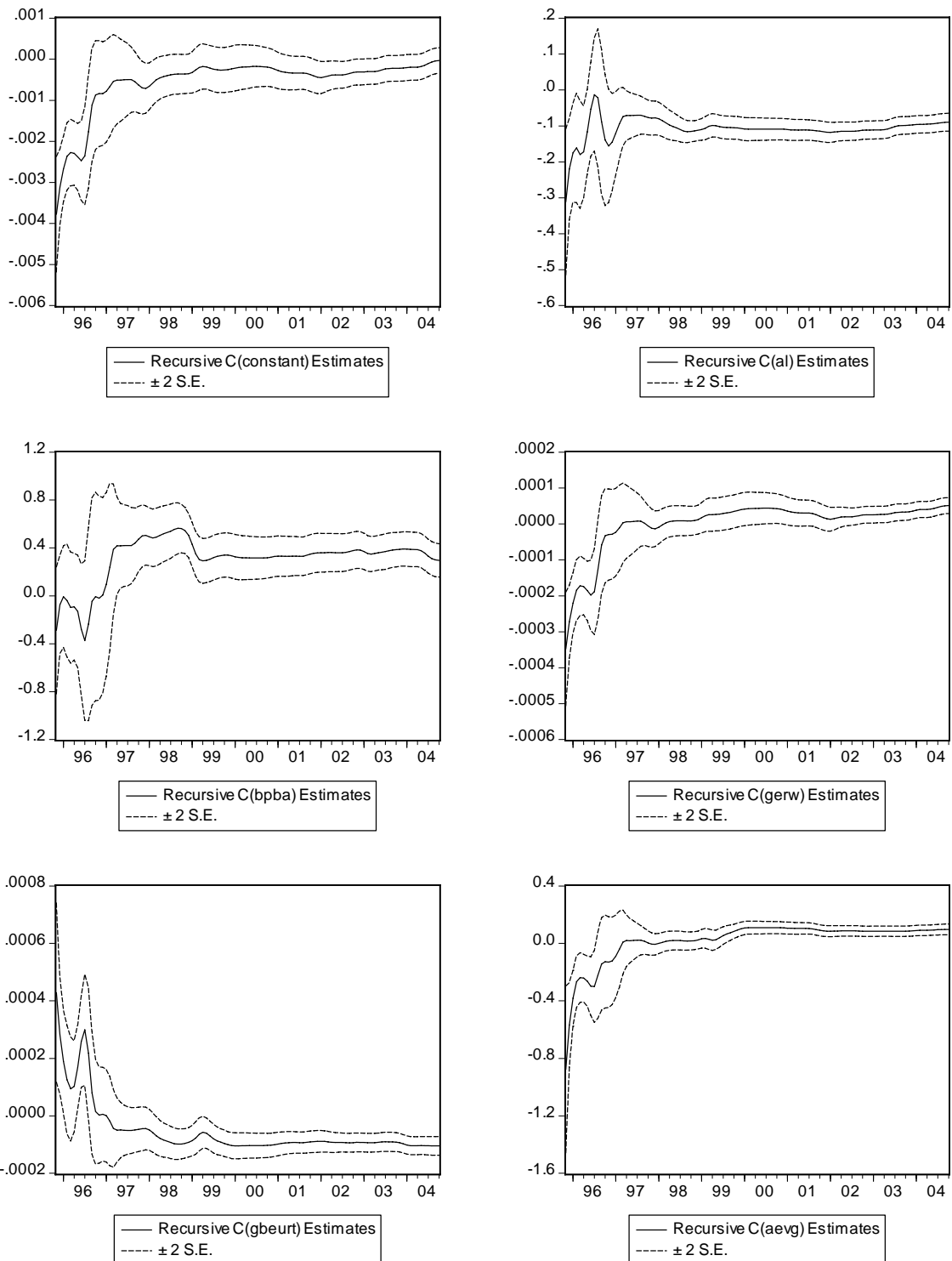


Abbildung 66: Kumulierte Residuen-Summe mit Konfidenzintervall für SVB-Modell 1

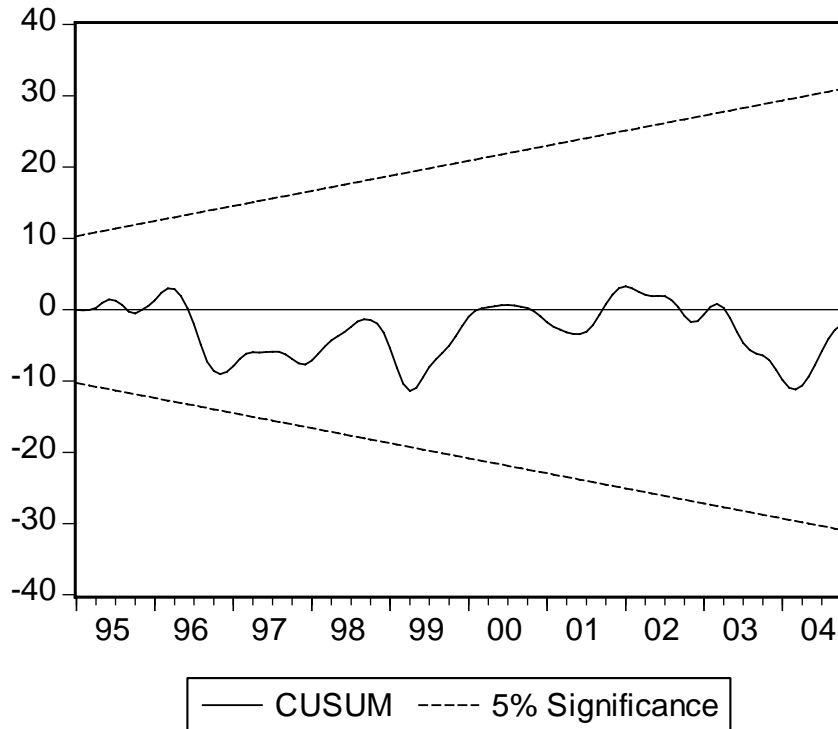
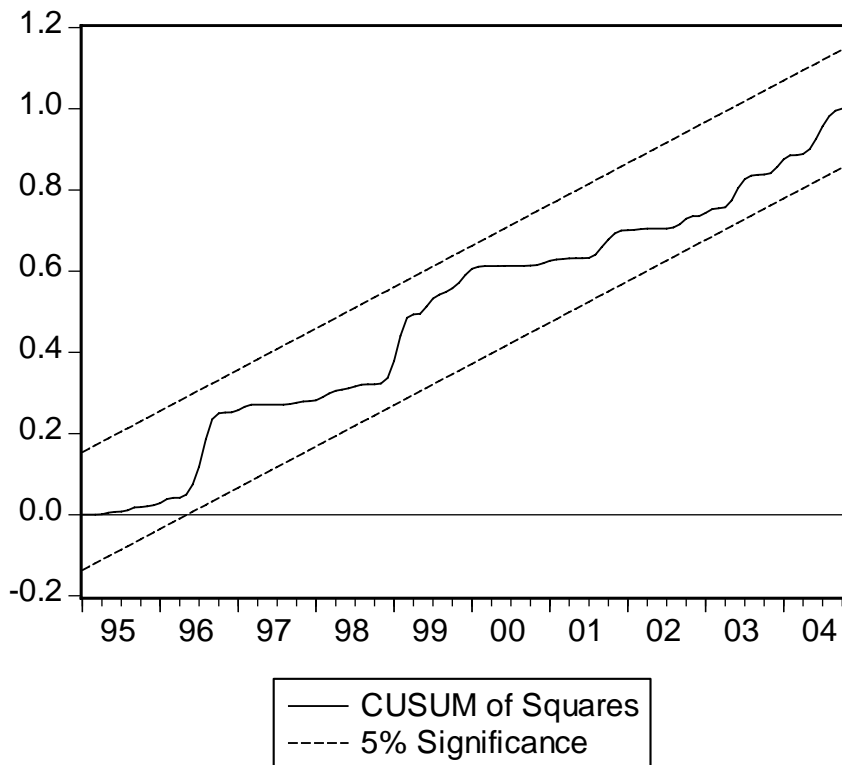


Abbildung 67: Kumulierte Residuen-Quadratsumme mit Konfidenzintervall für SVB-Modell 1



Deutlich größer, allerdings uneinheitlich sind die Anzeichen für Instabilität bei **Modell 2**: Der Chow-Test lässt die Stabilitätshypothese für die Zeit ab 2003 ablehnen (Abbildung 68), was auf eine Signifikanz des Ein-Schritt-Prognosetests Ende 2003 und Anfang 2004 zurückzuführen ist. Kumulierte Residuensumme (Abbildung 70) und -quadratsumme (Abbildung 71) sowie der Ein-Schritt-Prognosetest (Abbildung 68) deuten auf Instabilität in der zweiten Hälfte von 1999 hin, auch wenn keine Signifikanz vorliegt. Die Koeffizientenschätzungen schließlich ändern sich signifikant bis mindestens 1998.

Abbildung 68: Ein-Schritt- und Chow-Prognosetest für SVB-Modell 2

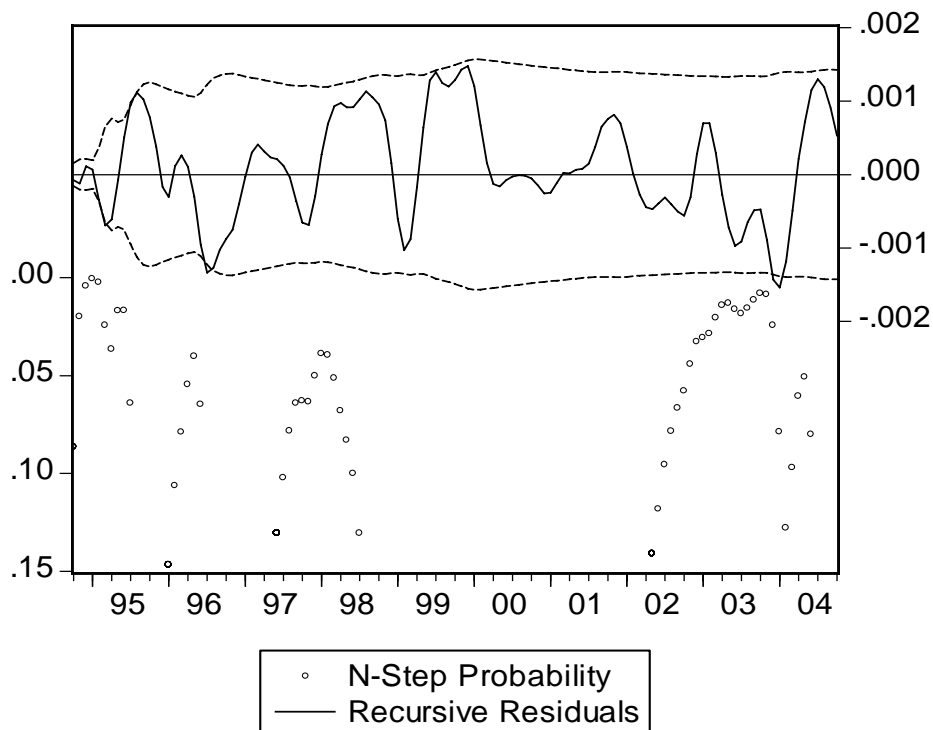


Abbildung 69: Rekursiv geschätzte Koeffizienten mit Konfidenzintervall von zwei geschätzten Standardabweichungen für SVB-Modell 2 (Koeffizienten in der Reihenfolge der Modellvariablen)

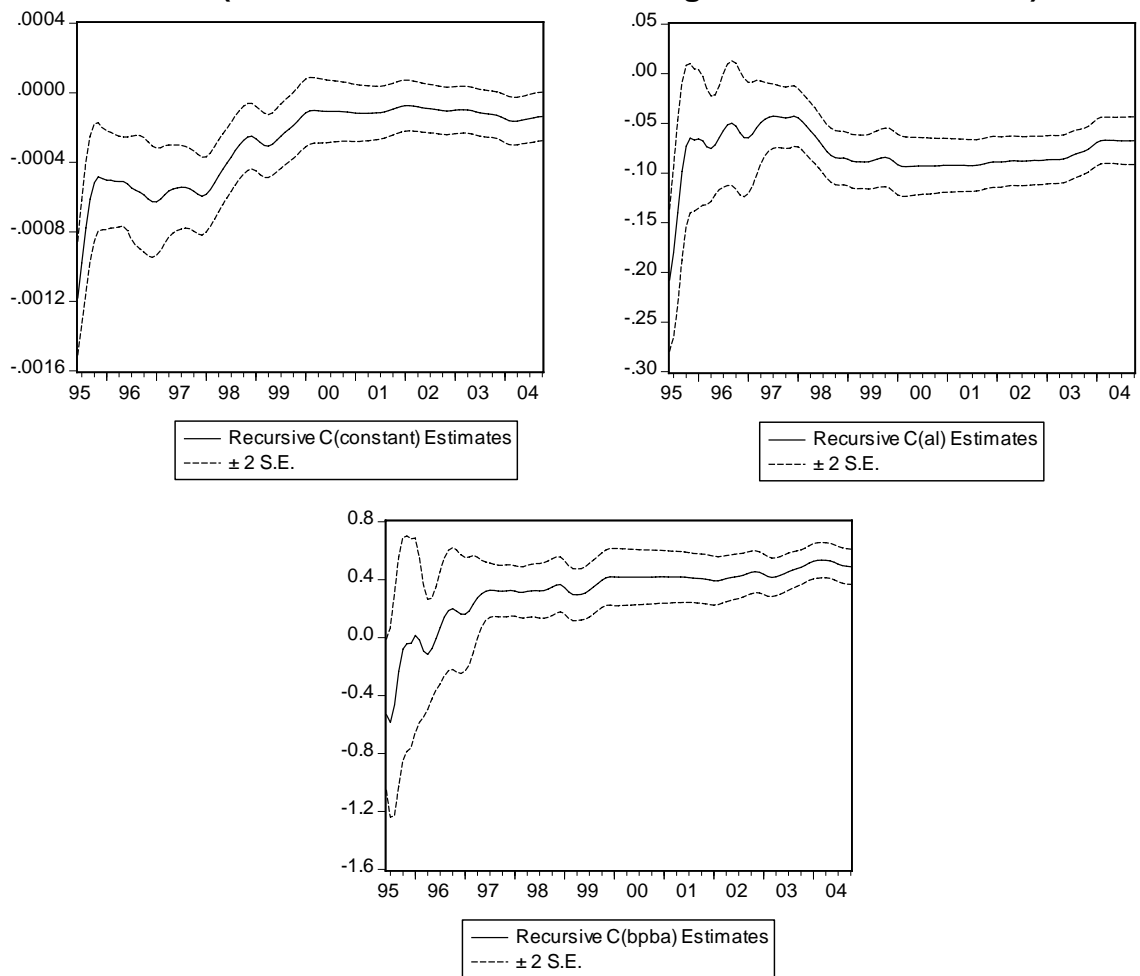
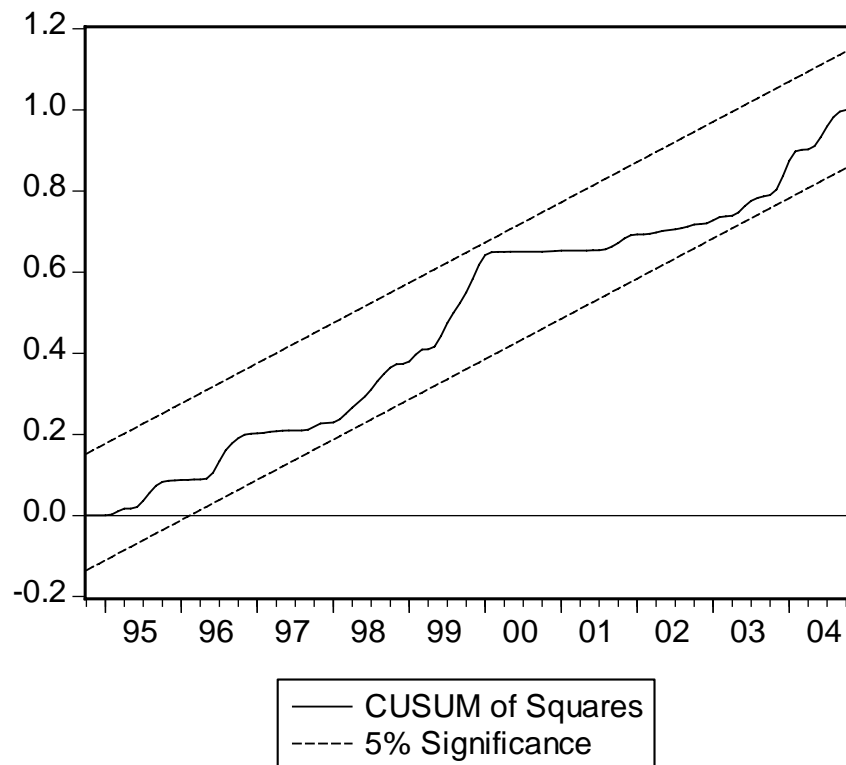
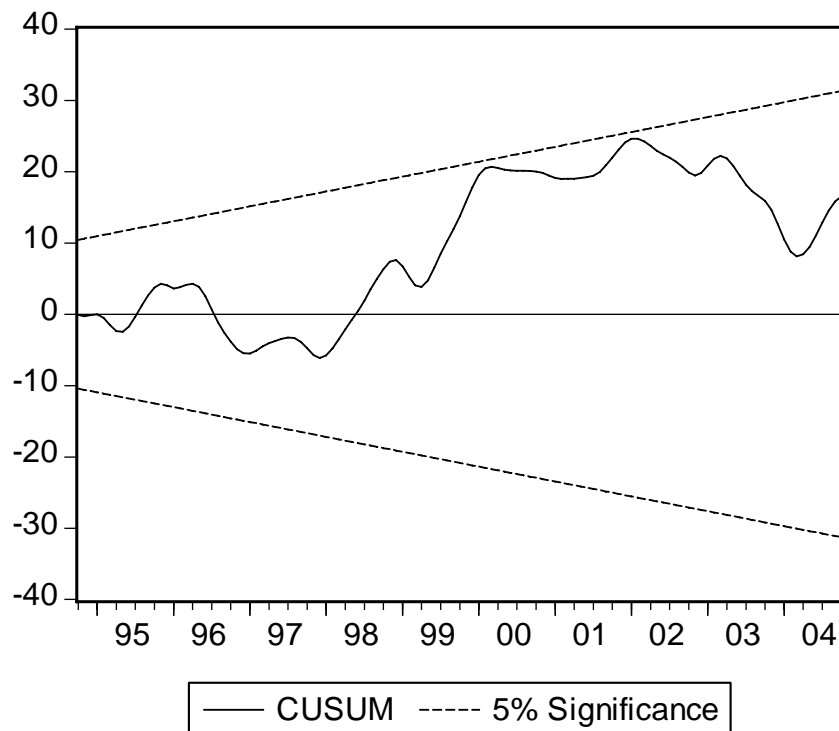


Abbildung 70: Kumulierte Residuen-Summe mit Konfidenzintervall für SVB-Modell 2**Abbildung 71: Kumulierte Residuen-Quadratsumme mit Konfidenzintervall für SVB-Modell 2**

Anhang 13: Erweiterte AR-Modelle für die SVB

a) Erweiterungen des AR(4)-Modells:

Tabelle 68: Geschäftsbeurteilungen

Dependent Variable: DLOG(TCSVB)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1994M11 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | 4.71E-05 | 2.92E-05 | 1.611945 | 0.1097 |
| DLOG(TCSVB(-1)) | 2.445271 | 0.088175 | 27.73215 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-2)) | -2.568934 | 0.206150 | -12.46150 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-3)) | 1.407697 | 0.205246 | 6.858593 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-4)) | -0.339211 | 0.086149 | -3.937511 | 0.0001 |
| TCGBEURT(-1) | 4.31E-06 | 1.79E-06 | 2.412405 | 0.0174 |
| R-squared | 0.987508 | Akaike info criterion | -14.95512 | |
| Adjusted R-squared | 0.986960 | Schwarz criterion | -14.81575 | |
| Durbin-Watson stat | 1.896717 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Tabelle 69: Offene Stellen

Dependent Variable: DLOG(TCSVB)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1994M11 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | -1.16E-05 | 1.37E-05 | -0.845153 | 0.3998 |
| DLOG(TCSVB(-1)) | 2.440802 | 0.089791 | 27.18316 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-2)) | -2.535051 | 0.210116 | -12.06502 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-3)) | 1.348611 | 0.209816 | 6.427591 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-4)) | -0.290045 | 0.088531 | -3.276178 | 0.0014 |
| DLTCZUOST(-1) | 0.002090 | 0.000992 | 2.106178 | 0.0374 |
| R-squared | 0.987362 | Akaike info criterion | -14.94351 | |
| Adjusted R-squared | 0.986807 | Schwarz criterion | -14.80413 | |
| Durbin-Watson stat | 1.889969 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

b) Erweiterungen des AR(13)-Modells:

Tabelle 70: Geschäftsbeurteilungen

Dependent Variable: DLOG(TCSVB)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1995M08 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | 5.22E-05 | 2.71E-05 | 1.923920 | 0.0572 |
| DLOG(TCSVB(-1)) | 2.504803 | 0.084763 | 29.55076 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-2)) | -2.759058 | 0.222744 | -12.38666 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-3)) | 1.833686 | 0.314409 | 5.832164 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-4)) | -0.994634 | 0.321607 | -3.092702 | 0.0026 |
| DLOG(TCSVB(-5)) | 0.612402 | 0.245221 | 2.497352 | 0.0142 |
| DLOG(TCSVB(-6)) | -0.285219 | 0.104737 | -2.723180 | 0.0076 |
| DLOG(TCSVB(-10)) | 0.455650 | 0.095690 | 4.761732 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-11)) | -1.130100 | 0.195811 | -5.771394 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-12)) | 1.172291 | 0.180913 | 6.479875 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-13)) | -0.454093 | 0.074063 | -6.131155 | 0.0000 |
| TCGBEURT(-1) | 3.97E-06 | 1.61E-06 | 2.471195 | 0.0152 |
| R-squared | 0.993466 | Akaike info criterion | -15.44277 | |
| Adjusted R-squared | 0.992740 | Schwarz criterion | -15.14985 | |
| Durbin-Watson stat | 1.813127 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Tabelle 71: DAX

Dependent Variable: DLOG(TCSVB)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1995M08 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | -1.02E-05 | 1.10E-05 | -0.932367 | 0.3534 |
| DLOG(TCSVB(-1)) | 2.554083 | 0.081394 | 31.37929 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-2)) | -2.813009 | 0.222318 | -12.65306 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-3)) | 1.851396 | 0.317097 | 5.838584 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-4)) | -0.979357 | 0.324902 | -3.014314 | 0.0033 |
| DLOG(TCSVB(-5)) | 0.606862 | 0.247512 | 2.451852 | 0.0160 |
| DLOG(TCSVB(-6)) | -0.283602 | 0.105713 | -2.682760 | 0.0086 |
| DLOG(TCSVB(-10)) | 0.490248 | 0.096880 | 5.060336 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-11)) | -1.214142 | 0.197502 | -6.147499 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-12)) | 1.268629 | 0.180922 | 7.012010 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-13)) | -0.502405 | 0.072813 | -6.899970 | 0.0000 |
| DLOG(DAX(-1)) | 0.000275 | 0.000135 | 2.040890 | 0.0439 |
| R-squared | 0.993343 | Akaike info criterion | -15.42413 | |
| Adjusted R-squared | 0.992603 | Schwarz criterion | -15.13121 | |
| Durbin-Watson stat | 1.799234 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Tabelle 72: DAX und offene Stellen

Dependent Variable: DLOG(TCSVB)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1995M08 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | -6.30E-06 | 1.10E-05 | -0.571558 | 0.5689 |
| DLOG(TCSVB(-1)) | 2.523122 | 0.081718 | 30.87579 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-2)) | -2.770036 | 0.220164 | -12.58170 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-3)) | 1.819474 | 0.312914 | 5.814620 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-4)) | -0.968520 | 0.320238 | -3.024373 | 0.0032 |
| DLOG(TCSVB(-5)) | 0.603851 | 0.243928 | 2.475528 | 0.0150 |
| DLOG(TCSVB(-6)) | -0.276701 | 0.104238 | -2.654510 | 0.0093 |
| DLOG(TCSVB(-10)) | 0.483133 | 0.095543 | 5.056695 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-11)) | -1.193274 | 0.194923 | -6.121784 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-12)) | 1.246070 | 0.178662 | 6.974463 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-13)) | -0.492152 | 0.071943 | -6.840862 | 0.0000 |
| DLOG(DAX(-1)) | 0.000236 | 0.000134 | 1.760056 | 0.0815 |
| DLOG(TCZUOST(-1)) | 0.001553 | 0.000783 | 1.983487 | 0.0501 |
| R-squared | 0.993600 | Akaike info criterion | -15.44547 | |
| Adjusted R-squared | 0.992816 | Schwarz criterion | -15.12814 | |
| Durbin-Watson stat | 1.810224 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Tabelle 73: Offene Stellen

Dependent Variable: DLOG(TCSVB)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1995M08 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | -5.23E-06 | 1.09E-05 | -0.478694 | 0.6332 |
| DLOG(TCSVB(-1)) | 2.518656 | 0.082325 | 30.59414 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-2)) | -2.765062 | 0.220898 | -12.51738 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-3)) | 1.821859 | 0.313182 | 5.817246 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-4)) | -0.969150 | 0.320414 | -3.024676 | 0.0032 |
| DLOG(TCSVB(-5)) | 0.581733 | 0.244273 | 2.381493 | 0.0192 |
| DLOG(TCSVB(-6)) | -0.262383 | 0.104384 | -2.513637 | 0.0136 |
| DLOG(TCSVB(-10)) | 0.472883 | 0.095061 | 4.974536 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-11)) | -1.169690 | 0.193980 | -6.029964 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-12)) | 1.225322 | 0.178017 | 6.883179 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-13)) | -0.483141 | 0.071907 | -6.718988 | 0.0000 |
| DLOG(TCZUOST(-3)) | 0.002183 | 0.000820 | 2.663198 | 0.0090 |
| R-squared | 0.993527 | Akaike info criterion | -15.45211 | |
| Adjusted R-squared | 0.992807 | Schwarz criterion | -15.15919 | |
| Durbin-Watson stat | 1.841827 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Tabelle 74: Geschäftserwartungen und offene Stellen

Dependent Variable: DLOG(TCSVB)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1995M08 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | 9.53E-06 | 1.33E-05 | 0.717107 | 0.4750 |
| DLOG(TCSVB(-1)) | 2.482063 | 0.083509 | 29.72225 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-2)) | -2.706302 | 0.220220 | -12.28911 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-3)) | 1.776538 | 0.310047 | 5.729891 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-4)) | -0.953217 | 0.316379 | -3.012900 | 0.0033 |
| DLOG(TCSVB(-5)) | 0.577880 | 0.241120 | 2.396650 | 0.0184 |
| DLOG(TCSVB(-6)) | -0.262789 | 0.103033 | -2.550531 | 0.0123 |
| DLOG(TCSVB(-10)) | 0.466245 | 0.093896 | 4.965569 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-11)) | -1.141807 | 0.192030 | -5.945974 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-12)) | 1.185157 | 0.176979 | 6.696596 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-13)) | -0.455986 | 0.072400 | -6.298170 | 0.0000 |
| TCGERW(-2) | 2.92E-06 | 1.53E-06 | 1.900789 | 0.0603 |
| DLOG(TCZUOST(-3)) | 0.002289 | 0.000811 | 2.822470 | 0.0058 |
| R-squared | 0.993757 | Akaike info criterion | -15.47030 | |
| Adjusted R-squared | 0.992992 | Schwarz criterion | -15.15296 | |
| Durbin-Watson stat | 1.834459 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

Tabelle 75: Konjunkturerwartungen

Dependent Variable: DLOG(TCSVB)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1995M08 2004M10

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | -3.88E-05 | 2.35E-05 | -1.655531 | 0.1010 |
| DLOG(TCSVB(-1)) | 2.540406 | 0.082734 | 30.70555 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-2)) | -2.800097 | 0.223183 | -12.54622 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-3)) | 1.859481 | 0.317132 | 5.863430 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-4)) | -0.969051 | 0.325370 | -2.978307 | 0.0037 |
| DLOG(TCSVB(-5)) | 0.569384 | 0.248266 | 2.293443 | 0.0240 |
| DLOG(TCSVB(-6)) | -0.258284 | 0.106119 | -2.433910 | 0.0168 |
| DLOG(TCSVB(-10)) | 0.453669 | 0.096898 | 4.681921 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-11)) | -1.163602 | 0.197628 | -5.887836 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-12)) | 1.251801 | 0.181984 | 6.878630 | 0.0000 |
| DLOG(TCSVB(-13)) | -0.504466 | 0.074369 | -6.783302 | 0.0000 |
| TCKERW(-4) | 1.11E-05 | 4.90E-06 | 2.261910 | 0.0259 |
| TCKERW(-5) | -1.94E-05 | 9.23E-06 | -2.097669 | 0.0385 |
| TCKERW(-6) | 8.98E-06 | 4.73E-06 | 1.899747 | 0.0604 |
| R-squared | 0.993470 | Akaike info criterion | -15.40731 | |
| Adjusted R-squared | 0.992594 | Schwarz criterion | -15.06557 | |
| Durbin-Watson stat | 1.854610 | Prob(F-statistic) | 0.000000 | |

In dieser Reihe sind zuletzt erschienen

| Nr. | Autor(en) | Titel | Datum |
|--------|---|--|---------|
| 1/2004 | Sabine Hagemann, Werner Sörgel, Eberhard Wiedemann | Vermittlungsgutscheine nach § 421g SGB III - Zwischenergebnisse aus der Begleitforschung zur Vermittlung | 9/2004 |
| 2/2004 | Lutz Bellmann, Vera Dahms, Jürgen Wahse | IAB-Betriebspanel Ost - Ergebnisse der achten Welle 2003 – Teil I: Entwicklung und Struktur der Betriebe und Beschäftigten, Auszubildende | 9/2004 |
| 3/2004 | Lutz Bellmann, Vera Dahms, Jürgen Wahse | IAB-Betriebspanel Ost - Ergebnisse der achten Welle 2003 – Teil II: Personalpolitik, Betriebliche Flexibilität, Weiterbildung | 9/2004 |
| 4/2004 | Lutz Bellmann, Vera Dahms, Jürgen Wahse | IAB-Betriebspanel Ost - Ergebnisse der achten Welle 2003 – Teil III: Wirtschaftliche Lage der Betriebe, Öffentliche Förderung | 9/2004 |
| 5/2004 | Eugen Spitznagel, Susanne Wanger | Mehr Beschäftigung durch längere Arbeits- zeiten? Ein Beitrag zu der Diskussion um eine generelle Erhöhung der Arbeitszeit | 10/2004 |
| 6/2004 | IAB-Autoren- gemeinschaft | Forschung zum SGB II des IAB: Die neuen Forschungsaufgaben im Über- blick | 12/2004 |
| 1/2005 | Anja Heinze, Friedhelm Pfeiffer, Alexander Sper- mann, Henrik Win- terhager, Amelie Wuppermann | Vermittlungsgutscheine - Zwischenergeb- nisse der Begleitforschung 2004 Teil I: Datenstruktur und deskriptive Analysen | 3/2005 |
| 2/2005 | Sabine Dann, Günther Klee, Martin Rosemann | Vermittlungsgutscheine - Zwischenergeb- nisse der Begleitforschung 2004 Teil II: Typisierung der Arbeitsagenturen | 2/2005 |
| 3/2005 | Anja Heinze, Friedhelm Pfeiffer, Alexander Sper- mann, Henrik Win- terhager | Vermittlungsgutscheine - Zwischenergeb- nisse der Begleitforschung 2004 Teil III: Mikroökonomische Wirkungs- analyse | 3/2005 |

| | | | |
|---------|---|--|--------|
| 4/2005 | Reinhard Hujer, Christopher Zeiss | Vermittlungsgutscheine - Zwischenergebnisse der Begleitforschung 2004 Teil IV: Makroökonomische Wirkungsanalyse | 2/2005 |
| 5/2005 | Friedhelm Pfeiffer, Henrik Winterhager | Vermittlungsgutscheine - Zwischenergebnisse der Begleitforschung 2004 Teil V: Kosten-Nutzen-Analyse | 2/2005 |
| 6/2005 | Sabine Hagemann, Werner Sörgel | Vermittlungsgutscheine - Zwischenergebnisse der Begleitforschung 2004 Teil VIa: Implementations- und Strukturanalysen - Private Arbeitsvermittler | 7/2005 |
| 7/2005 | Sabine Hagemann, Werner Sörgel | Vermittlungsgutscheine - Zwischenergebnisse der Begleitforschung 2004 Teil Vb: Implementations- und Strukturanalysen - Tabellenanhang | 7/2005 |
| 8/2005 | Reinhard Hujer, Günther Klee, Alexander Spermann, Werner Sörgel | Vermittlungsgutscheine - Zwischenergebnisse der Begleitforschung 2004 Teil VII: Zusammenfassung der Projektergebnisse | 7/2005 |
| 9/2005 | Regina Konle-Seidl | Lessons learned – Internationale Evaluierungsergebnisse zu Wirkungen aktiver und aktivierender Arbeitsmarktpolitik | 2/2005 |
| 10/2005 | Ch. Brinkmann, J. Passenberger, H. Rudolph, E. Spitznagel, G. Stephan, U. Thomsen, H. Roß | SGB II – Neue Herausforderungen an Statistik und Forschung | 2/2005 |
| 11/2005 | Corinna Kleinert, Hans Dietrich | Aus- und Weiterbildungen im Pflegebereich - Eine Analyse des Eingliederungsprozesses in Erwerbstätigkeit | 3/2005 |
| 12/2005 | Axel Deeke | Kurzarbeit als Instrument betrieblicher Flexibilität - Ergebnisse aus dem IAB-Betriebspanel 2003 | 3/2005 |
| 13/2005 | Oliver Falck | Das Scheitern junger Betriebe Ein Überlebensdauermodell auf Basis des IAB-Betriebspanels | 3/2005 |
| 14/2005 | Helmut Rudolph, Kerstin Blos | Schätzung der Auswirkungen des Hartz-IV-Gesetzes auf Arbeitslosenhilfe-Bezieher | 4/2005 |

| | | | |
|---------|--|--|---------|
| 15/2005 | Johann Fuchs, Brigitte Weber | Neuschätzung der Stillen Reserve und des Erwerbspersonenpotenzials für Westdeutschland (inkl. Berlin-West) | 5/2005 |
| 16/2005 | Johann Fuchs, Doris Söhnlein | Vorausschätzung der Erwerbsbevölkerung bis 2050 | 5/2005 |
| 17/2005 | Michael Feil, Gerd Zika | Politikberatung mit dem Simulationsmodell PACE-L – Möglichkeiten und Grenzen am Beispiel einer Senkung der Sozialabgaben | 5/2005 |
| 18/2005 | Johann Fuchs, Brigitte Weber | Neuschätzung der Stillen Reserve und des Erwerbspersonenpotenzials für Ostdeutschland (einschl. Berlin-Ost) | 6/2005 |
| 19/2005 | Stefan Schiel, Ralph Cramer, Reiner Gilberg, Doris Hess, Helmut Schröder | Das arbeitsmarktpolitische Programm FAIR - Zwischenergebnisse der Begleitforschung 2004 - | 7/2005 |
| 20/2005 | Lutz Bellmann, Vera Dahms, Jürgen Wahse | IAB-Betriebspanel Ost – Ergebnisse der neunten Welle 2004 – Teil I: Entwicklung und Struktur der Betriebe und Beschäftigten, Auszubildende | 7/2005 |
| 21/2005 | Lutz Bellmann, Vera Dahms, Jürgen Wahse | IAB-Betriebspanel Ost – Ergebnisse der neunten Welle 2004 – Teil II: Personalpolitik, Betriebliche Flexibilität, betriebliche Arbeitszeiten, ältere Arbeitnehmer | 7/2005 |
| 22/2005 | Lutz Bellmann, Vera Dahms, Jürgen Wahse | IAB-Betriebspanel Ost – Ergebnisse der neunten Welle 2004 – Teil III: Innovationen im Betrieb, wirtschaftliche Lage der Betriebe | 7/2005 |
| 23/2005 | Aderonke Osikominu | Eine Analyse der Teilnehmerselektion in die berufliche Weiterbildung auf Basis der integrierten Erwerbsbiografien (IEB) | 9/2005 |
| 24/2005 | Uwe Blien, Franziska Hirschenauer | Vergleichstypen 2005: Neufassung der Regionaltypisierung für Vergleiche zwischen Agenturbezirke | 9/2005 |
| 25/2005 | Johann Fuchs, Katrin Dörfler | Projektion des Erwerbspersonenpotenzials bis 2050 – Annahmen und Grundlagen | 9/2005 |
| 26/2005 | Axel Deeke | Das ESF-BA-Programm im Kontext der arbeitsmarktpolitischen Neuausrichtung der Bundesagentur für Arbeit – Zur Umsetzung des Programms von 2000 bis Anfang 2005 | 10/2005 |

| | | | |
|--------|---|---|--------|
| 1/2006 | Lena Koller, Ulrike Kress, Kerstin Windhövel | Blinde Kuh war gestern – heute ist FIS Das Forschungs-Informationssystem – ein neuer Weg wissenschaftlicher Politikbera- tung | 1/2006 |
| 2/2006 | Susanne Wanger | Erwerbstätigkeit, Arbeitszeit und Arbeits- volumen nach Geschlecht und Altersgruppe – Ergebnisse der IAB-Arbeitszeitrechnung nach Geschlecht und Alter für die Jahre 1991-2004 | 1/2006 |
| 3/2006 | Sarah Heinemann, Hermann Gartner, Eva Jozwiak | Arbeitsförderung für Langzeitarbeitslose - Erste Befunde zu Eingliederungsleistun- gen des SGB III im Rechtskreis SGB II | 2/2006 |
| 4/2006 | Jan Binder, Barba- ra Schwengler | Neuer Gebietszuschnitt der Arbeitsmarkt- regionen im Raum Berlin und Brandenburg – Kritische Überprüfung der bisher gültigen Arbeitsmarktregionen und Vorschläge für einen Neuzuschnitt | 2/2006 |
| 5/2006 | Ch. Brinkmann, M. Caliendo, R. Hujer, St. L. Thomsen | Zielgruppenspezifische Evaluation von Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen – Gewinner und Verlierer | 2/2006 |

Impressum

IABForschungsbericht
Nr. 6 / 2006

Herausgeber

Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung
der Bundesagentur für Arbeit
Weddigenstr. 20-22
D-90478 Nürnberg

Redaktion

Regina Stoll, Jutta Palm-Nowak

Technische Herstellung

Jutta Sebald

Rechte

Nachdruck – auch auszugsweise – nur mit
Genehmigung des IAB gestattet

Bezugsmöglichkeit

Volltext-Download dieses Forschungsberichtes
unter:

<http://doku.iab.de/forschungsbericht/2006/fb0606.pdf>

IAB im Internet

<http://www.iab.de>

Rückfragen zum Inhalt an

Christian Gaggermeier, Tel. 0911/179-4741,
oder e-Mail: christian.gaggermeier@iab.de