

Harm Bandholz, Michael Funke*

Ökonometrische Schätzung eines Frühindikators der Konjunkturentwicklung

Frühindikatoren sind ein wichtiges Hilfsmittel für die Konjunkturdiagnose und für das Erkennen von Wendepunkten. Derzeit werden häufig Indikatoren verwendet, die aus Umfrageergebnissen abgeleitet werden. Der hier vorgestellte Frühindikator basiert dagegen auf einem multivariaten ökonometrischen Modell. Er wird künftig regelmäßig vom HWWA ermittelt und als „HWWA-Frühindikator für Deutschland“ veröffentlicht.

Im Rahmen der aktuellen Konjunkturanalyse spielen Frühindikatoren traditionellerweise eine wichtige Rolle. Diese sollen Wendepunkte in der Konjunkturentwicklung verlässlich und mit einem möglichst langen Vorlauf anzeigen und werden deshalb als ein wirtschaftspolitisches „Frühwarnsystem“ benutzt. Bei der Konstruktion eines vorlaufenden Indikators sind die folgenden zwei Fragen und methodischen Probleme zu beantworten bzw. zu lösen:

- Welche Variablen sollen bei der Konstruktion eines „Leading Indicators“ benutzt werden?
- Welche ökonometrischen Verfahren sollen bei der Konstruktion des Indikators verwandt werden?

Eine erste Vorgehensweise besteht gemäß Abbildung 1 darin, durch Befragungen über die derzeitige und die erwartete Geschäftsentwicklung sogenannte „Klima-Indikatoren“ zu erheben. Konkurrierende Repräsentanten für diese Modellklasse in der Bundesrepublik Deutschland sind der monatlich publizierte Ifo-Index sowie der ZEW-Index. Während bei dieser Vorgehensweise die Erwartungen unmittelbar abgefragt werden, basieren andere Indikatoren auf ökonometrischen Schätz- und Prognosemethoden. Bei diesen Ansätzen kann wiederum zwischen uni- und multivariaten Ansätzen unterschieden werden. Univariate Ansätze benutzen einzelne vorlaufende Zeitreihen in ursprünglicher oder gefilterter Fassung (z.B. den Auftragseingang) oder einzelne gleichlaufende Zeitreihen (z.B. den Index der Industrieproduktion) und prognostizieren zukünftige Werte dieser Zeitreihe (z.B. durch die Schätzung eines „ARIMA-Modells“ oder eines „Unobserved Component Models“). Demgegenüber besteht die zentrale Idee der multivariaten

Ansätze darin, daß konjunkturelle Bewegungen durch einen Gleichlauf zahlreicher einzelner Zeitreihen gekennzeichnet sind. Entsprechend kommt es darauf an, diese unbeobachtete gemeinsame zyklische Komponente verschiedener einzelner Zeitreihen zu ermitteln.

Die bei der Modellbildung verwandten Zeitreihen sollten die folgenden Bedingungen erfüllen:

- Die Daten sollen in hoher Frequenz verfügbar sein und keinen größeren Revisionen unterzogen werden.
- Die Daten sollen einen stabilen Vorlauf gegenüber der konjunkturellen Entwicklung aufweisen¹.

Das „Dynamic Factor Model“ ohne bzw. mit „Markov-Switching“ wird in den folgenden beiden Abschnitten näher erläutert. Im Vergleich zu diesen beiden Modellansätzen benutzt das „Generalized Dynamic Factor Model“ eine sehr viel größere Anzahl von Zeitreihen im Querschnitt und ist in jüngerer Zeit zur Konstruktion des EuroCOIN-Index für das EWU-Währungsgebiet benutzt worden².

Frühindikator auf Basis eines „Dynamic Factor Models“

Das sogenannte dynamische „Common Factor Model“ von Stock und Watson³ geht davon aus, daß makroökonomische Konjunkturphänomene durch

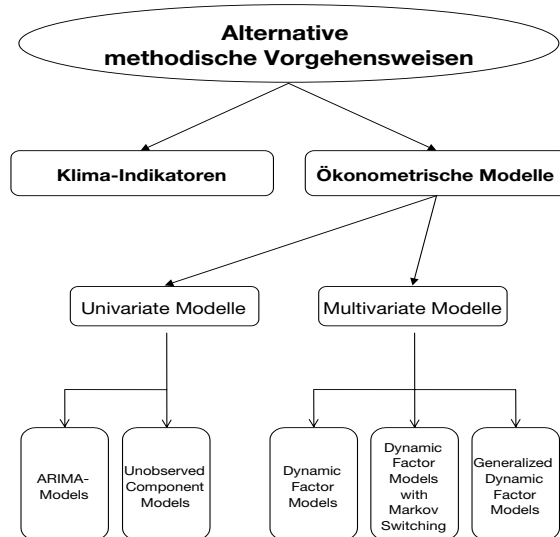
* Die vorliegende Arbeit basiert auf H. Bandholz, M. Funke: In Search of Leading Indicators of Economic Activity in Germany, in: Journal of Forecasting (im Erscheinen). Der interessierte Leser kann die Arbeit unter der URL <http://gulliver.econ.uni-hamburg.de/IWWT/homepage/qm/qmwps.htm> herunterladen.

¹ Diese Anforderung führt dazu, daß z.B. Zinsen und die Zinsstruktur weniger geeignet sind, da diese Zeitreihen mit dem Übergang zur EWU einen Strukturbruch erlebt haben.

² Zum EuroCOIN-Index vgl. www.cepr.org sowie F. Altissimo et al.: A Real Time Coincident Indicator of the Euro Area Business Cycle, CEPR Discussion Paper Nr. 3108, London 2002. Zu den methodischen Aspekten vgl. M. Forni, M. Lippi: The Generalized Dynamic Factor Model: Representation Theory, in: Econometric Theory, 6 (2001), S. 1113-1141; M. Forni et al.: Coincident and Leading Indicators for the Euro Area, in: The Economic Journal, 111 (2001), S. 62-85; M. Forni et al.: The Generalized Dynamic Factor Model: One-Sided Estimation and Forecasting, CEPR Discussion Paper Nr. 3422, London 2002.

Prof. Dr. Michael Funke, 46, ist Inhaber eines Lehrstuhls für Makroökonomie und Quantitative Wirtschaftspolitik am Fachbereich Wirtschaftswissenschaften der Universität Hamburg; Harm Bandholz, 27, Dipl.-Volkswirt, ist wissenschaftlicher Mitarbeiter an dem Lehrstuhl.

Abbildung 1
Methodische Vorgehensweise bei der
Konstruktion eines Frühindikators



eine gemeinsame zyklische Bewegung zahlreicher Variablen gekennzeichnet sind. Entsprechend kommt es darauf an, diese unbeobachtete gemeinsame Komponente, die den „Zustand“ der Volkswirtschaft repräsentiert, zu schätzen. Das Zustandsraummodell („State Space Model“) ist in den folgenden drei Gleichungen dargestellt.

- (1) $\Delta y_t = \alpha + \beta(L) \Delta x_t + \mu_t$
- (2) $\gamma(L) \Delta x_t = \delta + \eta_t$
- (3) $D(L) \mu_t = \varepsilon_t$

Die Zustandsgleichung (1) beschreibt den Zusammenhang zwischen dem Vektor vorlaufender Variablen (Δy_t) und der gemeinsamen (unbeobachteten) zyklischen Komponente (Δx_t). Gleichungen (2) und (3) sind Übergangsgleichungen, die die Dynamik der gemeinsamen zyklischen Komponente bzw. des Fehlerterms modellieren. Die Schätzung des Modells erfolgt mittels des Kalman-Filters⁴.

Im Rahmen der hier beschriebenen Arbeiten hat ein „general-to-specific“-Ansatz der Modellspezifikation gezeigt, daß ein sparsam parametrisiertes bivariates Zustandsraummodell, welches nur die beiden vorlau-

fenden Variablen „Auftragseingänge im Verarbeitenden Gewerbe“ und „Lagerbestände im Verarbeitenden Gewerbe“ umfaßt, einen verlässlichen vierteljährlichen „Leading Indicator“ mit einem Vorlauf von einem Quartal liefert⁵. Wenn man die Güte eines Frühindikators beurteilen will, braucht man ein Maß für den Konjunkturzyklus. In allen folgenden Graphiken ist dazu die Outputlücke benutzt worden⁶. Die Ergebnisse zeigen daß das Niveau und die Wendepunkte des berechneten Index einen guten Eindruck von der Konjunkturentwicklung mit einem Vorlauf von ungefähr einem Quartal geben. In Abbildung 2 sind der Indikator (I) sowie die Output-Lücke von 1972:1 - 2002:3 dargestellt. Abbildung 3 vergleicht den geschätzten Frühindikator mit dem Ifo- bzw. ZEW-Index.

Die Modellierung von konjunkturellen Wendepunkten

Das oben dargestellte methodische Verfahren erlaubt die Bestimmung eines vorauslaufenden Indikators der deutschen Konjunkturentwicklung als gemeinsame zyklische Komponente verschiedener Einzelzeitreihen. Um die gewünschte Identifikation von konjunkturellen Wendepunkten dabei noch deutlicher zu modellieren, wird der so gewonnene Indikator jetzt zusätzlich mit einem sogenannten Markov-Switching-Modell kombiniert.

In der modernen Zeitreihenökonometrie trifft man häufiger auf das Problem, daß Zeitreihen modelliert werden sollen, die im Zeitablauf „strukturelle Brüche“ aufweisen. In der Konjunkturanalyse kann der Übergang von einer Aufschwung- in eine Abschwungphase als ein solcher „Strukturbruch“ angesehen werden. Eine einfache Idee, diesen Strukturbruch mit zwei sich abwechselnden Zuständen einer Volkswirtschaft zu modellieren, basiert auf der Änderung einer Konstanten μ in einem autoregressiven Modell. In dem

⁴ Eine exzellente Einführung in den Kalman-Filter liefert P.S. Maybeck: Stochastic Models, Estimation, and Control, New York 1979, S. 1-16.

⁵ Der Frühindikator ist für Quartalswerte berechnet worden, da die Konjunkturprognosen der deutschen Wirtschaftsforschungsinstitute in dieser Frequenz erstellt werden. Ferner werden so Fehl einschätzungen, die sich aus den häufigen nachträglichen Revisionen der Variable „Auftragseingang“ ergeben, minimiert. Ein weiterer Grund ist die hohe Volatilität monatlicher Indikatoren, die eine Interpretation erschweren. Stock und Watson haben deshalb ihre monatlich ermittelten Indikatoren nachträglich geglättet.

⁶ Auf eine ausführliche Darstellung der Schätzergebnisse und Spezifikationstests wird hier verzichtet, der interessierte Leser sei auf H. Bandholz, M. Funke, a.a.O., verwiesen. Die Output-Lücke ist mit dem „band pass filter“ von Baxter und King unter Verwendung der Zeitreihe des vierteljährlichen Bruttoinlandsprodukts zu konstanten Preisen berechnet worden. Vgl. M. Baxter, R.G. King: Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series, in: The Review of Economics and Statistics, 81 (1999), S. 575-593. Der Strukturbruch nach der deutschen Wiedervereinigung ist durch eine Dummy-Variablen eliminiert worden.

³ Vgl. hierzu J.H. Stock, M.W. Watson: New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators, NBER Macroeconomics Annual, 1989, S. 351-394; J.H. Stock, M.W. Watson: A Probability Model of the Coincident Economic Indicators, in: K. Lahiri, G.H. Moore (Hrsg.): Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records, Cambridge 1991, S. 63-89; J.H. Stock, M.W. Watson: A Procedure for Predicting Recessions with Leading Indicators: Econometric Issues and Recent Experience, in: J.H. Stock, M.W. Watson (Hrsg.): Business Cycles, Indicators and Forecasting, Chicago 1993, S. 255-284.

Abbildung 2
Vierteljährlicher Frühindikator und die deutsche Output-Lücke

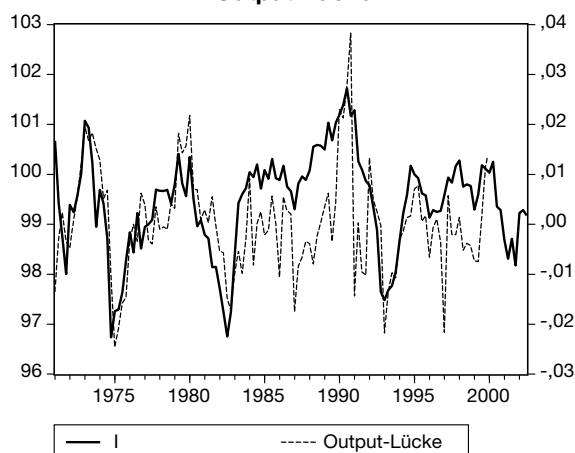
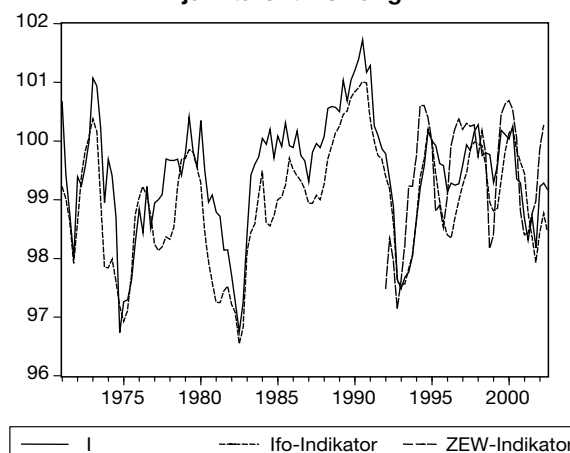


Abbildung 3
Alternative Frühindikatoren der deutschen Konjunktorentwicklung



bivariaten Modellansatz kann diese Konstante zwei alternative Werte μ_1 bzw. μ_2 annehmen. Ökonomisch repräsentiert der Parameter μ_1 (μ_2) dabei Phasen mit hohen (niedrigen) Wachstumsraten, entsprechend können die beiden sich abwechselnden Perioden als Boomphase (Rezessionsphase) interpretiert werden. In der so definierten Boomphase gilt

$$(4) \quad x_t - \mu_1 = \alpha (x_{t-1} - \mu_1) + e_t,$$

während in einer Rezessionsphase der Zusammenhang

$$(5) \quad x_t - \mu_2 = \alpha (x_{t-1} - \mu_2) + e_t,$$

mit $\mu_1 > \mu_2$ gegeben ist⁷. Das Problem ist dabei, daß der Zeitpunkt des Übergangs von Gleichung (4) zu Gleichung (5) nicht vorhersehbar ist, sondern selber eine Zufallsvariable darstellt. Dies bedeutet, daß die Wahrscheinlichkeiten eines Übergangs von (4) zu (5) bzw. von (5) zu (4) modelliert werden müssen. Bei den Markov-Switching-Modellen erfolgt dies über die sogenannten Markov-Ketten. Zu diesem Zweck wird eine nicht beobachtete neue diskrete Zustandsvariable s_t^* eingeführt, die als Zustand oder Regime zum Zeitpunkt t bezeichnet wird. Wenn $s_t^* = 1$ ist, befindet sich der Prozeß in Regime 1, wenn $s_t^* = 2$ ist, in Regime 2. Die beiden obigen Gleichungen (4) und (5) lassen sich dann als

$$(6) \quad x_t - \mu_{s_t^*} = \alpha (x_{t-1} - \mu_{s_t^*}) + e_t,$$

zusammenfassen. Dabei hat $\mu_{s_t^*}$ im Zustand $s_t^* = 1$ ($s_t^* = 2$) den Wert μ_1 (μ_2). Mit anderen Worten: Wenn die unbeobachtete Zufallsvariable den Zustand ändert, dann besitzt der Prozeß eine niedrigere oder höhere

Konstante. Wenn man von zwei möglichen Zuständen ausgeht, dann können die Übergangswahrscheinlichkeiten in der (2x2) Übergangsmatrix P

$$(7) \quad P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} = 1 - p_{11} \\ p_{21} = 1 - p_{22} & p_{22} \end{bmatrix}$$

zusammengefaßt werden. Das zentrale Schätzproblem besteht darin, daß zwar die Zeitreihen y_1, y_2, \dots, y_t beobachtet werden, nicht jedoch die Zustände des Markov-Prozesses. Im Rahmen der Schätzung müssen deshalb die Wahrscheinlichkeiten bestimmt werden, mit denen in jeder Periode die verschiedenen Regime vorgelegen haben bzw. vorliegen. Die endogen geschätzten Übergangswahrscheinlichkeiten liefern dann Informationen darüber, mit welcher Wahrscheinlichkeit man in einem Boom (einer Rezession) verbleibt bzw. sich der konjunkturelle Zustand ändert. Zur Schätzung des unbeobachtbaren Regimes s_t wird auf Maximum-Likelihood-Verfahren zurückgegriffen, die erstmals von Hamilton⁸ vorgestellt worden sind. Da es sich um ein nichtlineares Problem handelt, kommen dabei numerische Optimierungsverfahren zum Einsatz⁹.

Bei der Schätzung des zweiten Frühindikators ist jetzt diese Markov-Switching-Spezifikation mit dem „Dynamic Factor Model“ kombiniert worden¹⁰. Der resultierende Frühindikator (I-MS) ist in der Abbildung 4 zusammen mit dem Indikator ohne Markov-Switching (I) dargestellt worden¹¹.

⁸ J.D. Hamilton: A New Approach to the Economic Analysis of Non-stationary Time Series Subject to Changes in Regime, in: *Econometrica*, 57 (1989), S. 357-384.

⁹ Eine aktuelle elementare Darstellung des nichtlinearen Hamilton-Filters sowie der Schätzverfahren liefern P.H. Franses, D. van Dijk: *Non-Linear Time Series Models in Empirical Finance*, Cambridge 2000, S. 81-82 und S. 92-95.

⁷ Im Konjunkturzusammenhang repräsentiert diese Spezifikation, daß die durchschnittliche gesamtwirtschaftliche Wachstumsrate in einer Boomphase höher ist als in einer Rezessionsphase.

Abbildung 4
Frühindikatoren mit (I-MS) und ohne (I) Markov-Switching

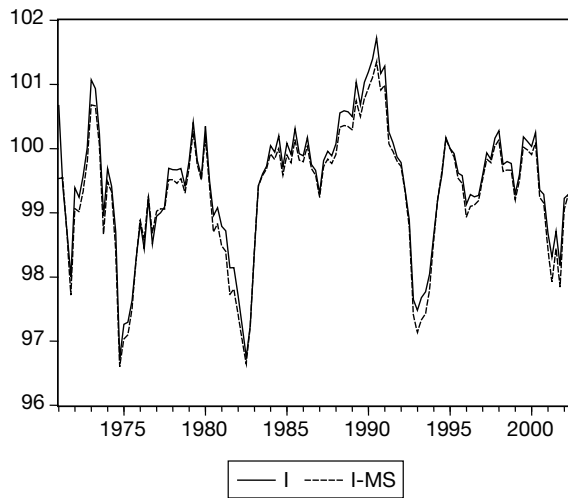
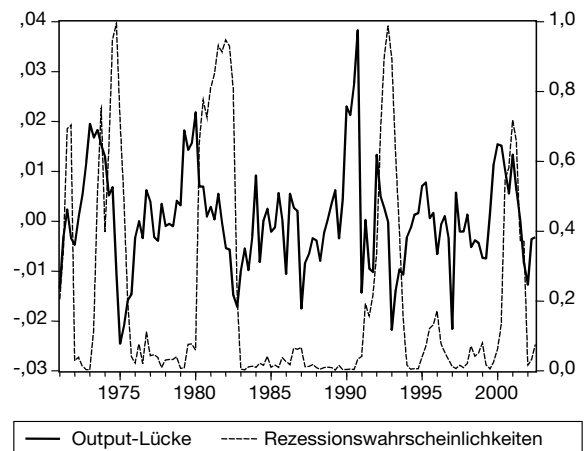


Abbildung 5
Rezessionswahrscheinlichkeiten und Output-Lücke



Der Vergleich der beiden Zeitreihen zeigt die sehr hohe Korrelation beider Indikatoren. Die aus dem Markov-Switching Modell endogen bestimmten Rezessionswahrscheinlichkeiten sind schließlich in Abbildung 5 zusammen mit der Output-Lücke gezeichnet worden.

Die Rezessionswahrscheinlichkeiten müssen dabei ergänzend zu dem eigentlichen Frühindikator in Abbildung 4 interpretiert werden. Während das Niveau der Indikatoren I sowie I-MS in Abbildung 4 eine quantitative Information über die weitere konjunkturelle Entwicklung gibt, liefern die Rezessionswahrscheinlichkeiten zusätzlich eine gezielte Information über die Wahrscheinlichkeit einer Rezession¹².

Die gestrichelte Linie für die geschätzten Rezessionswahrscheinlichkeiten zeigt eine verlässliche Indikatorqualität mit einem durchschnittlichen Vorlauf von einem Quartal für den Zeitraum von 1971:4 – 2002:3¹³. Die Rezessionen innerhalb des Beobachtungszeitraums werden korrekt angezeigt, außerdem werden keine „falschen Signale“ gegeben. Für die Jahre 2001/02 wird eine vergleichsweise leichte Rezession angezeigt. Am aktuellen Rand (3. Quartal 2002) ist die Rezessionswahrscheinlichkeit jedoch wieder nahezu auf den Wert Null gesunken.

Schlußbemerkungen

Die obigen Ausführungen liefern eine knappe methodische Darstellung neuerer ökonometrischer Schätzverfahren zur Ermittlung eines Frühindikators. Ferner wird die Spezifikation und Schätzung entsprechender Modelle für die Bundesrepublik Deutschland vorgestellt. Das wesentliche Ergebnis ist dabei, daß eine sehr sparsame Parametrisierung eines solchen Modells sehr überzeugende und verlässliche Ergebnisse liefert, obwohl nur zwei monatlich erhobene Indikatoren (Auftragseingang und Lagerbestand Verarbeitendes Gewerbe) in die Berechnungen einfließen.

¹⁰ Das besondere Schätzproblem, welches dabei auftritt, besteht darin, daß das „Common Factor Model“ mittels des linearen Kalman-Filters geschätzt wird, während das „Markov Switching Model“ ein nichtlineares Modell darstellt. Kim hat einen Algorithmus vorgestellt, der eine effiziente Schätzung eines solchen kombinierten Modells erlaubt. Vgl. C.J. Kim: „Dynamic Linear Models with Markov-Switching“, in: *Journal of Econometrics*, 60 (1994), S. 1-22. Zu vergleichbaren Arbeiten vgl. F.X. Diebold, G.D. Rudebusch: *Measuring Business Cycles: A Modern Perspective*, in: *Review of Economics and Statistics*, 78 (1996), S. 67-77; S. Kaufmann: *Measuring Business Cycles with a Dynamic Markov Switching Factor Model: An Assessment Using Bayesian Simulation Methods*, in: *Econometrics Journal*, 3 (2000), S. 39-65; C.J. Kim, C.R. Nelson: *Business Cycle Turning Points: A New Coincident Index, and Tests of Duration Dependence Based on a Dynamic Factor Model with Regime-Switching*, in: *Review of Economics and Statistics*, 80 (1998), S. 188-201, sowie M.-J. Kim, J.S. Yoo: *New Index of Coincident Indicators: A Multivariate Markov-Switching Factor Model Approach*, in: *Journal of Monetary Economics*, 36 (1995), S. 607-630. Eine zusammenfassende Darstellung findet sich in C.J. Kim, C.R. Nelson: *State Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs Sampling Approaches with Applications*, Cambridge 1999.

¹¹ Auch an dieser Stelle wird auf die ausführliche Darstellung der Schätzergebnisse und Teststatistiken verzichtet. Vgl. dazu H. Bandholz, M. Funke, a.a.O.

¹² Üblicherweise wird davon ausgegangen, daß die Rezessionswahrscheinlichkeit signifikant ist, wenn sie größer als 0,5 ist. Gerade für das Modell mit Markov-Switching ist es bedeutsam, daß bei der Auswahl der Variablen keine Zeitreihen gewählt werden, die im Vergleich zum Bruttoinlandsprodukt eine sehr große Volatilität aufweisen (z.B. Aktienkurse). Wenn solche Variablen verwandt werden, führt dies in der Regel dazu, daß sich die hohe Volatilität in der erklärenden Variablen in zahlreichen falschen Rezessionswahrscheinlichkeiten niederschlägt. Mit anderen Worten: Eine solche Fehlspezifikation kann dazu führen, daß der Indikator „acht der letzten vier Rezessionen“ anzeigt.

¹³ Diese verlässliche Indikatorqualität zeigt sich nicht nur bei den hier dargestellten ex-post Schätzungen über den ganzen Schätzzeitraum, sondern auch bei Schätzungen in „realer Zeit“ (rekursive Schätzungen). Zu einer ausführlichen Darstellung vgl. H. Bandholz, M. Funke, a.a.O.