

Lütkepohl, Helmut; Moryson, Martin; Wolters, Jürgen

Article

Stabilitätsanalyse der bundesdeutschen Geldnachfrage anhand alternativer Ansätze zur Modellierung variierender Regressionskoeffizienten

Kredit und Kapital

Provided in Cooperation with:

Duncker & Humblot, Berlin

Suggested Citation: Lütkepohl, Helmut; Moryson, Martin; Wolters, Jürgen (1995) : Stabilitätsanalyse der bundesdeutschen Geldnachfrage anhand alternativer Ansätze zur Modellierung variierender Regressionskoeffizienten, Kredit und Kapital, ISSN 0023-4591, Duncker & Humblot, Berlin, Vol. 28, Iss. 1, pp. 107-133,
<https://doi.org/10.3790/ccm.28.1.107>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/293294>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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



<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>

Stabilitätsanalyse der bundesdeutschen Geldnachfrage anhand alternativer Ansätze zur Modellierung variierender Regressionskoeffizienten¹

Von Helmut Lütkepohl, Martin Moryson²
und Jürgen Wolters, Berlin³

I. Einleitung

Durch die politischen und wirtschaftlichen Umwälzungen im Osten Europas ist die Notwendigkeit, strukturelle Änderungen in empirischen Modellen vorzusehen, in besonders eindringlicher Weise ins Bewußtsein der Ökonometriker gerückt worden. Zwar sind ökonometrische Modelle mit variablen Koeffizienten bereits seit den Anfängen der Ökonometrie in der Diskussion (siehe z.B. Epstein (1987, Ch. 2)), die überwiegende Mehrzahl der Modelle unterstellt jedoch nach wie vor Strukturkonstanz. Dies hat sicherlich mancherlei gute Gründe. Zum einen liefert die ökonomische Theorie für gewöhnlich Modelle mit konstanten Koeffizienten. Systemänderungen, wie sie sich derzeit in einigen Volkswirtschaften und auch in Deutschland vollziehen, sind in diesen Modellen nicht vorgesehen. Zeigt sich bei einer empirischen Überprüfung, daß dennoch Strukturänderungen auftreten, so wird das mit Recht als Unzulänglichkeit der zugrundeliegenden Theorie gewertet. Zum anderen ist Strukturkonstanz aber auch ein wesentlicher Stützpfiler der statistischen Theorie, die zur Ableitung von Schätz- und Testverfahren herangezogen wird. Ferner sind gewisse zeitliche Invarianzen erforderlich, um Prognosen erstellen zu können.

Ungeachtet dieser „guten Gründe“ für die zeitinvariante Modellierung ökonomischer Phänomene, sind eine Reihe von Verfahren zur Behand-

¹ Unser Dank gilt einem anonymen Gutachter für dessen zahlreiche Verbesserungsvorschläge.

Diese Arbeit ist im Sonderforschungsbereich 373 „Quantifikation und Simulation ökonomischer Prozesse“, Humboldt-Universität zu Berlin, entstanden. Wir danken der Deutschen Forschungsgemeinschaft für die finanzielle Unterstützung.

² Institut für Statistik und Ökonometrie, Humboldt-Universität zu Berlin.

³ Institut für Statistik und Ökonometrie, Freie Universität Berlin.

lung von strukturellen Änderungen und damit verbundenen Koeffizientenbewegungen entwickelt worden. Diese können sich in der gegenwärtigen Situation, in der strukturelle Anpassungsprozesse an neue politische und ökonomische Rahmenbedingungen stattfinden, als nützlich erweisen. Im folgenden soll deshalb zunächst ein Überblick über verschiedene Vorschläge und Möglichkeiten zur Modellierung und Schätzung von variierenden Koeffizienten in linearen Regressionsmodellen gegeben werden. Viele der hier behandelten Verfahren lassen sich auch im Rahmen von allgemeinen ökonometrischen Mehrgleichungsmodellen einsetzen. Die Beschränkung auf lineare Regressionsmodelle erfolgt hier nur aus Gründen der Klarheit und Übersichtlichkeit.

Alle hier behandelten Verfahren haben gemeinsam, daß sie die Modellierung bzw. Schätzung und Analyse einzelner Regressionskoeffizienten in deskriptiver Weise ermöglichen. Nicht in die Betrachtung einbezogen werden allgemeine Tests auf Strukturkonstanz wie z.B. der Chow-Test, Prognosetests à la Box & Tiao (1976) (siehe auch Lütkepohl (1988)) oder Tests vom CUSUM-Typ (siehe etwa Brown, Durbin & Evans (1975), Dufour (1982) und Krämer, Ploberger & Alt (1988)).

Die von uns im folgenden vorgestellten Verfahren werden anhand einer bundesdeutschen Geldnachfragefunktion für die Geldmenge M1 für den Zeitraum 1960 - 1990 untersucht. In verschiedenen Studien ist auf die strukturelle Instabilität von Geldnachfragefunktionen für M1 in einer Reihe von Industriestaaten insbesondere in den siebziger Jahren hingewiesen worden (siehe z.B. Judd & Scadding (1982)). Insoweit ist die Geldnachfrage für M1 in diesem Zusammenhang ein wichtiger Untersuchungsgegenstand. Hinzu kommt, daß das jetzt von der Bundesbank benutzte Zwischenziel M3 für den überwiegenden Teil unserer Untersuchungsperiode nicht relevant ist. Deshalb beschränken auch wir uns hier auf die Geldmenge M1. Wir haben uns bewußt zunächst auf den Gebietsstand für die alte Bundesrepublik beschränkt, da die vereinigungsbedingte Veränderung, zumindest im Niveau der Geldmenge, erst dann sinnvoll modelliert werden kann, wenn Erkenntnisse über die Stabilität einer Geldnachfrage ohne solche riesigen exogenen Schocks gewonnen worden sind.

Einige Arbeiten, die die Stabilität von Geldnachfragefunktionen für die Bundesrepublik oder die USA untersuchen, verwenden auch einige der hier vorgestellten Schätzverfahren. Allerdings gibt es unseres Wissens keine Studie, in der alle hier verwendeten Verfahren anhand einer Spezifikation für die Geldnachfrage vergleichend eingesetzt werden.

II. Schätzansätze für variierende Koeffizienten

Der folgenden Betrachtung liegt das allgemeine Modell

$$(2.1) \quad y_t = \sum_{k=1}^K x_{kt} \beta_{kt} + u_t = \mathbf{x}_t \boldsymbol{\beta}_t + u_t, \quad t = 1, \dots, T,$$

zugrunde, wobei u_t ein Prozeß weißen Rauschens (WR) ist. Hierbei darf $\mathbf{x}_t = (x_{1t}, \dots, x_{Kt})$ i.allg. auch verzögerte endogene Variablen enthalten. Die Koeffizienten $\boldsymbol{\beta}_t = (\beta_{1t}, \dots, \beta_{Kt})'$ dürfen über die Beobachtungsperiode hinweg variieren. In diesem Abschnitt werden eine Reihe von Möglichkeiten behandelt, die Koeffizientenpfade $\beta_1, \dots, \beta_T$ zu modellieren und zu schätzen.

Nur der Vollständigkeit halber sei hier auch der Spezialfall konstanter Koeffizienten erwähnt, für den $\boldsymbol{\beta}_t = \boldsymbol{\beta}$, $t = 1, \dots, T$, gilt. Mit dieser Annahme liegt in (2.1) ein klassisches lineares Regressionsmodell vor, dessen Parametervektor $\boldsymbol{\beta}$ mit der Kleinste-Quadrate- (KQ-) oder, bei entsprechender Verteilungsannahme, der Maximum-Likelihood-(ML-) Methode geschätzt werden kann. Darüber hinaus sind auch die bekannten Dummy-Variablen-Ansätze verwendbar, die aber hier nicht weiter betrachtet werden sollen, da sie voraussetzen, daß bereits Kenntnisse über den Zeitpunkt möglicher struktureller Brüche vorliegen.

1. Rekursive KQ-Schätzung

Bei der rekursiven KQ-Schätzung werden für jedes $t > K$ die Koeffizienten unter der Annahme der zeitlichen Konstanz bis zur Periode t mit der KQ-Methode bestimmt, d.h., die Zeitpfade werden geschätzt als

$$(2.2) \quad \hat{\boldsymbol{\beta}}_t = \left(\sum_{s=1}^t \mathbf{x}'_s \mathbf{x}_s \right)^{-1} \sum_{s=1}^t \mathbf{x}'_s y_s, \quad t = K + 1, \dots, T.$$

Die so gewonnenen Koeffizientenpfade können graphisch dargestellt und deskriptiv interpretiert werden. Sie werden tendenziell mit wachsendem t glatter. Sieht man von der Anfangsphase, die durch eine sehr geringe Anzahl von Freiheitsgraden gekennzeichnet ist, ab, so deuten abrupte oder allmähliche Änderungen in den Pfaden auf strukturelle Brüche hin. Für $t = T$ ergibt sich der übliche KQ-Schätzer für das zeitinvariante Modell.

Rekursive KQ-Schätzung ist bereits seit langer Zeit ein Standarddiagnoseinstrument zur Analyse von strukturellen Änderungen in Regres-

sionsmodellen. Auch in ökonometrischen Software-Paketen wie PC-GIVE (Doornik & Hendry (1992), siehe auch Ericsson, Campos & Tran (1993)) und Micro TSP (Quantitative Micro Software, Irvine California) ist es als Option verfügbar. Als problematisch wird bisweilen die starke Glättung der Koeffizientenpfade gegen Ende der Beobachtungsperiode angesehen, die tatsächlich vorhandene Variationen tendenziell verschleiert. Um Veränderungen im Endbereich der Beobachtungsperiode zu diagnostizieren, kann man jedoch die rekursive KQ-Schätzung auch rückwärts ablaufen lassen, d.h., man berechnet die Zeitpfade

$$\hat{\beta}_t = \left(\sum_{s=t}^T \mathbf{x}'_s \mathbf{x}_s \right)^{-1} \sum_{s=t}^T \mathbf{x}'_s y_s, \quad t = T - K, T - K - 1, \dots, 1.$$

Hiermit werden dann allerdings tendenziell Änderungen am Anfang der Beobachtungsperiode ausgeglättet. Diese Effekte werden bei den im folgenden beschriebenen Verfahren abgemildert.

2. Gleitende lokale Regression

Bei diesem Ansatz werden die β_t nicht aus allen vergangenen Daten, sondern nur aus denen in unmittelbarer zeitlicher Nähe geschätzt, und zwar sowohl aus vergangenen als auch aus zukünftigen Werten, d.h.

$$(2.3) \quad \hat{\beta}_t = \left(\sum_{s=t-h}^{t+h} w_{|t-s|} \mathbf{x}'_s \mathbf{x}_s \right)^{-1} \sum_{s=t-h}^{t+h} w_{|t-s|} \mathbf{x}'_s y_s, \quad t = h + 1, \dots, T - h.$$

Durch die Wahl der Gewichte w_i und von h wird die Gestalt der Zeitpfade wesentlich mitbestimmt. Cleveland (1979) macht z.B. folgenden Vorschlag für die Wahl der Gewichte:

$$w_{|t-s|} = \left[1 - \left(\frac{|t-s|}{h} \right)^3 \right]^3.$$

Damit werden die zeitlich weiter entfernten Beobachtungen schwächer gewichtet als die unmittelbar benachbarten. Diese spezielle Form der Gewichtsfunktion ist auch als „tricube weight function“ bekannt.

Die wohl populärsten Beispiele für dieses Verfahren sind die in der Zeitreihenanalyse häufig zur Trendbestimmung benutzten gleitenden Durchschnitte. Beispielsweise entspricht das Anpassen eines lokalen linearen Trends

$$y_t = \beta_{1t} + \beta_{2t}t + u_t$$

und die daraus resultierende Trendschätzung einem gleitenden Durchschnitt der Form

$$\hat{y}_t = \frac{1}{2h+1} \sum_{s=t-h}^{t+h} y_s$$

(siehe auch Kendall (1973), Schlittgen & Streitberg (1984, Abschnitt 1.5.2)).

Im Rahmen der hier betrachteten allgemeineren Regressionsmodelle werden gleitende lokale Regressionen z.B. von Cleveland (1979), Cleveland, Devlin & Grosse (1988), Fedorov, Hackl & Müller (1993) und Hackl & Westlund (1992) betrachtet und benutzt. Allerdings ist die Wahl der Gewichtsfunktion und die Bandbreite essentiell für die Ergebnisse. Hinzu kommt, daß bei einer relativ großen Bandbreite gerade am aktuellen Rand viel Dateninformation verlorengeht.

3. Die flexible KQ-Methode

Ein anderer Vorschlag zur Bestimmung der Koeffizientenzeitpfade stammt von Kalaba & Tesfatsion (1988, 1989, 1990) und ist unter dem Namen *Flexible Least Squares* (FLS) bekannt geworden. Diese Autoren schlagen vor, die Zeitpfade der Koeffizienten so zu wählen, daß die folgende Zielfunktion minimiert wird:

$$(2.4) \quad Q(\beta_1, \dots, \beta_T) = \sum_{t=1}^T (y_t - x_t \beta_t)^2 + \lambda \sum_{t=1}^{T-1} (\beta_{t+1} - \beta_t)' D (\beta_{t+1} - \beta_t).$$

Der erste Term ist gerade die Summe der Residuenquadrate. Läßt man in jeder Periode einen anderen Koeffizientenvektor β_t zu, so werden die Residuen alle Null. Erst durch den zweiten Term, der die Koeffizientenvariation von einer Periode zur nächsten bestraft, ergibt sich somit ein sinnvolles Minimierungsproblem. Hierbei ist λ eine vorgegebene positive Konstante und D eine ebenfalls gegebene positiv definite Matrix. Beispielsweise könnte hier einfach die Einheitsmatrix benutzt werden. Alternativ schlagen Tesfatsion & Veitch (1990) vor, für D die Diagonalmatrix mit Diagonalelementen

$$d_{kk} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{kt}^2$$

zu benutzen. Diese Wahl von D hat den Vorteil, daß zwar das Niveau, nicht aber die Form der Zeitpfade von der Skalierung der Regressoren abhängt. Sollen einzelne Koeffizienten konstant gehalten werden, so kann dies ebenfalls durch geeignete Wahl der Diagonalelemente von D erzwungen werden. Genauer: Es werden an den entsprechenden Stellen der D -Matrix sehr große Werte eingesetzt.

Für gegebenes D entscheidet die Größe von λ wesentlich über die resultierenden Zeitpfade. Ein großes λ führt zu einer massiven Bestrafung von Koeffizientenänderungen, und entsprechend sind die aus der Minimierung von (2.4) resultierenden Zeitpfade für große λ relativ glatt. Für $\lambda \rightarrow \infty$ erhält man schließlich nahezu konstante Zeitpfade. Im Grenzfall ergibt sich die KQ-Lösung mit konstanten Koeffizienten. Für kleine λ sind die Zeitpfade hingegen tendenziell sehr erratisch.

FLS kann als rein deskriptives Verfahren angesehen werden. Es kommt gänzlich ohne stochastische Annahmen über die im Modell auftretenden Größen aus. Ein Algorithmus zur schnellen rekursiven Berechnung der Koeffizientenzeitpfade ist von Kalaba & Tesfatsion (1989, 1990) angegeben worden. Dieser Algorithmus eignet sich auch für allgemeine multivariate Modelle. Lütkepohl & Herwartz (1992) geben eine Verallgemeinerung an, die die Einbeziehung mehrerer Strafterme für die Koeffizientenvariation erlaubt. Anwendungen der FLS-Methode stammen u.a. von Tesfatsion & Veitch (1990), Varman-Schneider & Schneider (1990) und Lütkepohl (1993).

4. Zustandsraummodelle

Koeffizientenvariation läßt sich auch mit Hilfe von Zustandsraummodellen beschreiben. Solche Modelle bestehen aus zwei Teilen, der Meß- oder Beobachtungsgleichung

$$y_t = \mathbf{x}_t \beta_t + u_t, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

und der Übergangsgleichung

$$\beta_t = \gamma + B \beta_{t-1} + \mathbf{w}_{t-1}, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

in der die Koeffizientenbewegung dargestellt wird. Zur Vervollständigung des Modells werden folgende stochastische Annahmen gemacht:

1. u_t ist WR mit $E(u_t) = 0$ und $\text{Var}(u_t) = \sigma_u^2 > 0$.
2. $\mathbf{w}_t$ ist K -dimensionales WR mit $E(\mathbf{w}_t) = \mathbf{0}$ und $\text{Cov}(\mathbf{w}_t) = \Sigma_w$.

3. u_t und w_s sind unabhängig für alle s und t .
4. β_0 ist ein Zufallsvektor mit Erwartungswert $\bar{\beta}_0$ und Kovarianzmatrix $\text{Cov}(\beta_0) = \Sigma_{\beta_0}$. β_0 ist unabhängig von den Prozessen u_t und w_t .

Die Wahl der Übergangsmatrix B entscheidet wesentlich über die zeitliche Bewegung der β_t . Zum Beispiel wird häufig $B = I_K$ ($(K \times K)$ Einheitsmatrix) gewählt und damit die Koeffizientenvariation als Random-Walk modelliert, der für $\gamma \neq 0$ auch einen Driftterm haben kann. Nimmt man außerdem an, daß Σ_w eine Diagonalmatrix ist, so sind die β_{kt} unkorrelierte bzw. unabhängige Random-Walks. Für konstante Koeffizienten haben die zugehörigen Varianzen den Wert Null.

Alternativ kann B auch als allgemeine Diagonalmatrix

$$B = \begin{bmatrix} b_1 & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & b_K \end{bmatrix}$$

spezifiziert werden. Fordert man, daß alle $|b_i| < 1$, $i = 1, \dots, K$ sind, so handelt es sich um ein sogenanntes *Return-to-Normality-Modell*. Für $B = 0$ ergibt sich ein Modell mit *reinen stochastischen Koeffizienten*, bei dem die Variation der Koeffizienten von einem WR erzeugt angenommen wird.

Da Zustandsraummodelle in vielen Wissenschaftsbereichen Verwendung finden, ist die hierzu vorhandene Literatur äußerst umfangreich. Beispielhaft seien hier nur Jazwinski (1970), Anderson & Moore (1979), Schneider (1986), Aoki (1987), Harvey (1989), Wei (1990), Fahrmeir (1991) und Lütkepohl (1991, Ch. 13) erwähnt. Frühere Ansätze in der ökonometrischen Literatur, die sich in diesen Rahmen einfügen, stammen z.B. von Hildreth & Houck (1968), Swamy (1971) und Cooley & Prescott (1973, 1976).

Nimmt man an, daß die WR-Prozesse u_t und w_t normalverteilt sind, so lassen sich die bedingten Erwartungswerte

$$\beta_{t|t} = E(\beta_t | y_1, \dots, y_t)$$

bzw.

$$\beta_{t|T} = E(\beta_t | y_1, \dots, y_T)$$

sowie die zugehörigen Kovarianzmatrizen für gegebene Parameterwerte $\bar{\beta}_0$, Σ_{β_0} , σ_u^2 , γ , B , Σ_w mit Hilfe des Kalman-Filters bzw. -Glätters rekursiv berechnen. Die entsprechenden Formeln finden sich in der vorher angegebenen Literatur über Zustandsraummodelle.

In der Praxis sind die Parameter $\bar{\beta}_0, \Sigma_{\beta_0}, \sigma_u^2, \gamma, B, \Sigma_w$ gewöhnlich zumindest teilweise unbekannt. In diesem Fall werden sie häufig mit Hilfe eines Likelihood- oder Pseudo-Likelihood-Ansatzes geschätzt, d.h., es werden die Parameterwerte ermittelt, die die Gaußsche log-Likelihood-Funktion maximieren. Schneider (1986, 1988, 1992) diskutiert die sich hierbei ergebenden numerischen Probleme und ihre Lösungen. Für die hier interessierenden Fälle stehen benutzerfreundliche Computerprogramme zur Verfügung (siehe z.B. Haase u.a. (1992)).

5. Vergleich verschiedener Verfahren und Modelle

Zustandsraummodelle können als allgemeiner Rahmen der hier vorgestellten Ansätze angesehen werden. Die rekursive KQ-Schätzung läßt sich beispielsweise interpretieren als rekursive Berechnung von $E(\beta_t | y_1, \dots, y_t)$ unter der Annahme der Strukturkonstanz, d.h. $\Sigma_w = 0$. Dies kann über den Kalman-Filter erfolgen. Analog läßt sich die lokale gleitende Regression als Kalman-Glätter über gleitende Zeitperioden $t - h$ bis $t + h$ und Bestimmung von $E(\beta_t | y_{t-h}, \dots, y_{t+h})$ mit Hilfe des Kalman-Glätters auffassen. Für die gerade betrachteten Teilperioden wird jeweils $\Sigma_w = 0$ und somit Strukturkonstanz unterstellt.

Die FLS-Koeffizientenpfade ergeben sich ebenfalls aus dem Kalman-Glätter, wenn man ein Zustandsraummodell mit Übergangsmatrix $B = I_K, \gamma = 0$, Kovarianzmatrix

$$\Sigma_w = \frac{\sigma_u^2}{\lambda} D^{-1}$$

und diffusem Anfangszustand β_0 unterstellt, d.h., β_0 wird als gleichverteilt angesehen, was natürlich bei unbeschränktem Parameterraum keine eigentliche Verteilung ergibt.

Ein Unterschied zwischen den Verfahren besteht allerdings in der Verwendung der vorhandenen Dateninformation. Während bei der flexiblen KQ-Methode und beim Kalman-Glätter immer alle zur Verfügung stehenden Daten zur Berechnung der Koeffizientenpfade herangezogen werden, benutzen die rekursiven KQ-Schätzungen und die gleitende lokale Regression für jeden Zeitpunkt eine andere Datengrundlage, d.h., sie benutzen nur einen Teil der gesamten verfügbaren Dateninformation.

Im folgenden Abschnitt wird die Koeffizientenstabilität einer Geldnachfragefunktion für M1 für die Bundesrepublik mittels der eben geschilderten Verfahren untersucht, d.h., es wird analysiert, ob die

Regressionskoeffizienten über den Untersuchungszeitraum hinweg konstant sind. Hierbei sollen auch die Unterschiede zwischen den Verfahren beleuchtet werden.

III. Eine bundesdeutsche Geldnachfragefunktion

Geldnachfragefunktionen vom Goldfeld-Typ (Goldfeld (1973)) spielten und spielen in der empirischen Forschung trotz der ab Mitte der siebziger Jahre für die USA und auch andere Länder festgestellten Instabilität eine wesentliche Rolle. Beispielsweise wird auch im ökonometrischen Modell der Deutschen Bundesbank (1991) eine solche Spezifikation verwendet. In dieser Arbeit soll nicht primär die „beste“ Spezifikation für eine Geldnachfragefunktion für die alte Bundesrepublik gesucht werden, sondern ausgehend von einer ökonomisch und statistisch plausiblen Gleichung sollen die in Abschnitt II. behandelten unterschiedlichen Verfahren zur Schätzung zeitvariabler Koeffizienten miteinander verglichen werden. Frühere Untersuchungen für die Bundesrepublik finden sich in der Arbeit von Buscher (1984), der für den Zeitraum 1965(1) bis 1982(4) für Goldfeld-Spezifikationen für M1, M2 und M3 Koeffizientenpfade, die mit dem Cooley-Prescott-Ansatz, also einem Zustandsraummodell, geschätzt sind, auf Stabilität untersucht. Ebenfalls Zustandsraummodelle verwenden Gaab und Seitz (1988) zur Überprüfung der Stabilität der Goldfeld-Spezifikation und eines Fehler-Korrekturansatzes für die Geldmenge M1 für den Zeitraum 1963 bis 1985. Verglichen werden diese Ergebnisse auch mit einer (vorwärts-) rekursiven Schätzung der Koeffizienten. Während Buscher (1984) für M1 nicht auf instabiles Verhalten der Goldfeld-Spezifikation schließt, kommen Gaab und Seitz (1988, S. 113) zumindest für die kurzfristige Geldnachfrage zu dem Schluß, daß sie „vor allem in den siebziger Jahren Anzeichen für eine Instabilität zeigt“. Sollten im folgenden Instabilitäten festgestellt werden, so könnte ein Grund eine gewisse Fehlspezifikation der verwendeten Gleichung sein. Wir sind hier allerdings insbesondere daran interessiert, ob die unterschiedlichen Verfahren dann zu den gleichen Ergebnissen gelangen.

Bei der Goldfeld-Spezifikation wird als langfristige Geldnachfragefunktion eine lineare Beziehung zwischen den Logarithmen der realen Geldmenge (m) als abhängiger Variablen, den Logarithmen des realen Bruttosozialprodukts (y) sowie einem kurz- (r) und/oder langfristigen Zinssatz als erklärende Variablen unterstellt. Die Verwendung der realen Geldmenge begründet sich aus der Annahme einer linearen Homogenität zwischen Geldmenge und Preisniveau, während die Einbeziehung des

Bruttosozialproduktes als Proxi für das Transaktionsvolumen vorwiegend dem Transaktionsmotiv der Geldhaltung Rechnung trägt. Die Zinssätze repräsentieren Opportunitätskosten der Geldhaltung. Im folgenden wird nur die Geldmenge M1 untersucht, insofern genügt es, nur den kurzfristigen Zinssatz einzubeziehen. Die langfristig gewünschte Geldnachfrage lautet somit

$$(3.1) \quad m_t^* = ay_t + br_t + v_t, \quad a > 0, b < 0,$$

wobei v_t einen Störterm bezeichnet, der die Eigenschaften weißen Rauschens aufweist. Für die kurzfristig beobachtbare Geldnachfrage wird unterstellt, daß die Anpassung der realen Geldbestände anhand eines einfachen partiellen Anpassungsmodells erfolgt:

$$(3.2) \quad m_t - m_{t-1} = \gamma(m_t^* - m_{t-1}), \quad 0 < \gamma < 1.$$

Dies führt auf folgende Schätzgleichung

$$(3.3) \quad m_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 r_t + \beta_3 m_{t-1} + u_t$$

mit $\beta_1 = \gamma a$, $\beta_2 = \gamma b$, $\beta_3 = 1 - \gamma$, $u_t = \gamma v_t$. Für Pro-Kopf-Quartalsdaten⁴ für den Zeitraum von 1960(1) bis 1990(4) ergab eine KQ-Schätzung unter Einbeziehung von Saisondummies (s_i , $i = 1, 2, 3$, Beträge der t -Werte in Klammern):

$$(3.4) \quad m_t = -0.280 - 0.062s_1 + 0.001s_2 - 0.041s_3 + 0.213y_t - 0.006r_t + 0.818m_{t-1} + \hat{u}_t.$$

(4.6) (13.2) (0.4) (11.4) (7.0) (9.7) (30.6)

Lagrange-Multiplikator-Tests auf Autokorrelation verschiedener Ordnung sowie der Box-Pierce-Q-Test sind im Einklang mit der Nullhypothese, daß die Residuen keine Autokorrelation aufweisen. Ebenso lassen sich keine ARCH-Effekte feststellen, und die Normalverteilungshypothese wird nicht verworfen. Da auch die ökonomisch interessierenden Variablen hoch signifikant sind, scheint eine statistisch sinnvolle Schätzung vorzuliegen. Alle ökonomisch relevanten Variablen haben das theo-

⁴ Die Geldmenge M1 und der Dreimonatsgeldsatz stammen aus dem Monatsbericht der Deutschen Bundesbank (lfde. Jahrgänge). Das Bruttosozialprodukt und der Preisindex für das Bruttosozialprodukt (1980 = 100) stammen aus DIW, Sozialprodukt und Einkommenskreislauf I/1960 bis IV/1990, Berlin im März 1991. Die Bevölkerungszahlen wurden dem Statistischen Jahrbuch (lfde. Jahrgänge) entnommen und linear interpoliert.

retisch erwartete Vorzeichen und die langfristige Einkommenselastizität von $\hat{a} = \epsilon_y = \hat{\beta}_1 / (1 - \hat{\beta}_3) = 1.17$ sowie die langfristige (Semi)elastizität für den Zins mit $\hat{b} = \epsilon_r = \hat{\beta}_2 / (1 - \hat{\beta}_3) = -0.03$ weisen plausible Werte auf. Die Stabilität der Koeffizientenpfade der Gleichung (3.4) wird mit den folgenden im zweiten Abschnitt beschriebenen Verfahren überprüft: vorwärts- und rückwärtsrekursive KQ-Schätzungen (VRS und RRS), gleitende lokale Regressionen mit $h = 20$ (GLR)⁵, einem Kalman-Filteransatz, bei dem die Koeffizientenvariation als Random-Walk ohne Drift modelliert wird (d.h. $\gamma = 0$, $B = I$) (RW), und der flexiblen KQ-Methode, bei der mit einem $\lambda = 0.001$ flexible Pfade (FLS1) möglich sind, während mit einem $\lambda = 1000$ tendenziell glatte Pfade produziert werden (FLS2).

In Tabelle 1 sind für diese Schätzungen die Mittelwerte und die Standardabweichungen der Koeffizientenpfade sowie der bei einer ökonomischen Interpretation der Geldnachfrage wichtigen Pfade der langfristigen Einkommenselastizitäten und der langfristigen Semi-elastizitäten des Zinssatzes dargestellt. Als Vergleich enthält Tabelle 1 auch die KQ-Schätzungen. Bei der Interpretation dieser Ergebnisse beschränken wir uns auf die kurz- und langfristigen (Semi)elastizitäten von y und r sowie auf die Pfade für den Koeffizienten der verzögert endogenen Variablen. Die Niveauunterschiede für die Zinskoeffizienten sind relativ gering, RW und FLS1 liefern den kleinsten Wert mit -0.008 und RRS den größten mit -0.005 , während mit der KQ-Methode ein konstanter Wert von -0.006 geschätzt wird. Größere Unterschiede treten beim langfristigen Zinskoeffizienten auf, RRS liefert mit -0.041 den kleinsten und RW mit -0.016 den größten Wert, während die anderen Verfahren einschließlich KQ in etwa dieselben Werte schätzen. Relativ große Unterschiede treten beim Koeffizienten von y auf. Der Mittelwert bei RW mit 0.433 ist mehr als doppelt so groß wie der Mittelwert bei RRS mit 0.194 , KQ ergibt 0.213 . Nahezu spiegelbildlich verhält sich der Koeffizient für m_{-1} . Hier ergibt RRS mit 0.847 einen fast doppelt so großen Wert wie RW mit 0.471 . Weniger stark sind demzufolge die Unterschiede in der langfristigen Einkommenselastizität. FLS1 und RW liefern mit 0.799 und 0.818 die kleinsten und FLS2 und RRS mit 1.177 und 1.296 die größten Werte. Mit KQ wird ein Wert von 1.174 geschätzt. Zusammenfassend lassen sich für die kurzfristigen Koeffizienten gewisse Niveauunter-

⁵ Mit dieser Wahl von h werden die Koeffizienten mittels Beobachtungen, die zehn Jahre umfassen, geschätzt. Eine Verkürzung dieses Zeitraumes ist sicherlich nicht unbedingt sinnvoll. Als Vergleich haben wir auch eine Gewichtsfunktion der Form $w_i = 1$, $i = 1, 2, \dots, 20$ gewählt. Die Parameterpfade zeigen sehr starke kurzfristige erratische Schwankungen. In der langfristigen Tendenz ergeben sich dieselben Resultate wie mit der „tricube weight function“.

schiede feststellen, die sich aber bei den langfristigen Koeffizienten deutlich verringern.

Als globales Maß für die Schwankung der Koeffizientenpfade wollen wir hier die Standardabweichung betrachten. Wie theoretisch zu erwarten ist, sind die Standardabweichungen bei dem FLS2-Ansatz am kleinsten, da hier im Optimierungsansatz der Glattheitsrestriktion ein hohes Gewicht zugewiesen wird. Hier gibt es also keine Anzeichen instabilen Verhaltens. Erstaunlich hingegen ist, daß die beiden Verfahren, die eine hohe Flexibilität der Koeffizientenpfade erlauben, FLS1 und RW auch kleine Standardabweichungen und damit glatte Pfade aufzeigen. Diese Standardabweichungen sind teilweise beträchtlich kleiner als diejenigen, die sich bei RRS und GLR ergeben. Die Pfade, die sich bei rückwärtsrekursiver Schätzung und gleitender lokaler Regression ergeben, weisen hier im allgemeinen die größten Schwankungen auf. Als Zwischenergebnis können wir festhalten, daß die Verfahren, die die gesamte Dateninformation benutzen (RW, FLS1 und FLS2), hier kaum einen Hinweis auf Instabilität geben, im Gegensatz zur gleitenden lokalen Regression und der rückwärtsrekursiven Schätzung, bei denen nur Teile der Dateninformation bei der Berechnung einzelner Koeffizientenwerte benutzt werden.

Mehr Informationen über Instabilitäten liefern selbstverständlich die graphischen Darstellungen der Koeffizientenpfade. Aus Platzgründen wollen wir uns auf die Koeffizienten, die von der ökonomischen Interpretation her am interessantesten sind, nämlich die langfristigen (Semi)elastizitäten, beschränken. Schaubild 1 zeigt die Verläufe für die langfristigen Semi-elastizitäten des Zinssatzes. Mit Ausnahme der gleitenden lokalen Regression und ganz deutlich der rückwärtsrekursiven Regression ergeben sich recht stabile Pfade. Diese beiden Verfahren deuten auf Stabilitätsprobleme in den achtziger Jahren hin. Dieses wird besonders auch bei den im Schaubild 2 gezeigten Pfaden der langfristigen Einkommenselastizität deutlich. FLS1, FLS2 und RW zeigen ausgesprochen stabile Pfade, während GLR ein wesentlich variables Verhalten als beim Zins aufweist. Im Extremfall ändert sich die langfristige Einkommenselastizität von ungefähr 1.6 in 1980 auf ungefähr 0.6 in 1982, um dann wieder auf 1.3 in 1986 zu steigen. Demgegenüber ist der Pfad für die vorwärtsrekursive Regression für diesen Zeitraum relativ glatt, was natürlich eine Folge der Schätzung konstanter Modelle auf der Basis aller Daten aus vergangenen Perioden und damit einer starken Präferenz für konstante Koeffizienten am Ende der Beobachtungsperiode ist.

Ein ganz anderes Bild ergibt die rückwärtsrekursive Regression, selbst wenn wir wegen der geringen Zahl von Freiheitsgraden erst die

Entwicklung ab 1984 rückwärts betrachten. So zeigt sich ein starker Abfall der Einkommenselastizität von 2.0 in 1984 auf ungefähr 0.5 in 1980 und dann wieder ein Anstieg auf ungefähr 1.3 in 1976. Erst ab hier ergibt sich ein stabiler Pfad. Detailliertere Informationen über dieses Verhalten der rückwärtsrekursiven Schätzung enthält Schaubild 3, in dem die Ergebnisse der vorwärts- und rückwärtsrekursiven Regression für die Koeffizienten des Einkommens und der verzögerten Geldmenge nebeneinandergestellt werden. In diesem Schaubild sind neben den Koeffizientenzeitpfaden auch die zugehörigen 2-Standardfehler-Grenzen abgetragen. Erst für den Zeitraum vor 1975 ergibt sich bei der rückwärtsrekursiven Regression ein signifikanter (5%-Niveau) positiver Einfluß von y . Betrachtet man den Geldmengenkoeffizienten im Zeitraum von 1977 bis 1990, so kann man instabile Anpassungsprozesse nicht ausschließen, d.h., der Koeffizient β_3 ist nicht signifikant kleiner als 1. Offensichtlich liefert die typische Goldfeld-Spezifikation für diesen Zeitraum keine ökonomisch sinnvollen Ergebnisse. Demgegenüber treten diese Probleme mittels der vorwärtsrekursiven Regression weniger deutlich zutage. Offensichtlich ermöglicht hier also erst der Einsatz verschiedener Verfahren eine klare Diagnose. Insgesamt zeigt die Analyse, daß selbst mit einfachen deskriptiven Verfahren bereits interessante Erkenntnisse über die zeitliche Veränderung von Regressionskoeffizienten gewonnen werden können. Allerdings ist dabei zu beachten, daß die Trennschärfe der verschiedenen Verfahren sehr unterschiedlich ist. Während einzelne Verfahren strukturelle Veränderungen sehr deutlich herausarbeiten, werden sie von anderen Verfahren nur ansatzweise entdeckt.

IV. Abschließende Bemerkungen

Als generelles Ergebnis bezüglich des Vergleichs der angewandten Verfahren ergibt sich, daß nur diejenigen Verfahren, die auf Dateninformation verzichten, hier in der Lage sind, Instabilitäten in den Koeffizientenpfaden festzustellen. Dies ist erstaunlich, da bei der flexiblen Kleinst-Quadrate-Methode mit kleinen Werten für λ und beim Kalman-Glätter zumindest theoretisch sehr stark variierende Koeffizientenpfade möglich sind. Weiterhin zeigt sich, daß relativ einfache Verfahren, wie z.B. vorwärtsrekursive bzw. rückwärtsrekursive Schätzungen ein brauchbares Instrumentarium zur Entdeckung und Lokalisierung von Instabilitäten sind. Allerdings zeigen unsere Ergebnisse auch, daß man nicht mehr nur eine der rekursiven Schätzungen, sondern beide gleichzei-

tig verwenden sollte.⁶ Insbesondere für die Analyse von Instabilitäten am aktuellen Rande ist das rückwärtsrekursive Verfahren geeignet.

Unsere Ergebnisse zeigen eine deutliche Instabilität der Geldnachfrage für M1 in den achtziger Jahren, wobei die traditionelle Goldfeld-Spezifikation mit einer Anpassung der realen Geldmenge unterstellt wurde. Inwieweit andere Anpassungsvorgänge, d.h. auch eine ausgefeiltere Modellierung der kurzfristigen Dynamik, dieses Ergebnis beeinflussen, haben wir hier nicht weiter untersucht. Allerdings zeigt sich die Instabilität auch in den langfristigen Beziehungen.⁷

Demgegenüber finden wir keine Hinweise auf Instabilitäten, die sich auf Grund des Wechsels in der Geldpolitik der Bundesbank im Jahre 1974 von einer Liquiditäts- zu einer Geldmengensteuerung ergeben. Dies ist nicht nur in Einklang mit der Feststellung von Westphal (1991, S. 885): „Although the Bundesbank announces a monetary target for the coming year, in practice, the policy can be interpreted more as a policy of fixing interest rates“, sondern auch mit den empirischen Untersuchungen von Buscher (1984) und Neumann und von Hagen (1987), die für Schätzungen für M1 bzw. der entsprechenden Umlaufgeschwindigkeit von Mitte der sechziger Jahre bis Mitte der achtziger Jahre keine Instabilitäten feststellen. Andererseits sind Gaab und Seitz (1988), die ebenfalls Untersuchungen für diesen Zeitraum durchführen, sehr skeptisch bezüglich der Stabilität der Geldnachfrage.

Die von uns beobachtete Instabilität in den achtziger Jahren könnte u.a. zu der Vermutung Anlaß geben, daß die Deutsche Bundesbank mit der Ausweitung ihrer Offenmarktgeschäfte durch Wertpapierpensionsgeschäfte nun in der Lage ist, die Geldmenge unmittelbarer zu beeinflussen.⁸ Das Geldangebot würde sich nicht mehr passiv an die Geldnach-

⁶ Auf dem Hintergrund dieser Erkenntnis sind die von *Hendry* und *Ericsson* (1991) gefundenen stabilen Geldnachfragefunktionen zu relativieren, da in dieser Arbeit zur Untersuchung der Stabilität nur das vorwärtsrekursive Verfahren benutzt wird.

⁷ Stabile langfristige Koeffizientenpfade sind notwendig für die Existenz von Kointegrationsbeziehungen, die hier nicht explizit untersucht wurden, da die verwendeten Verfahren in deskriptivem Sinne benutzt wurden. Man könnte allerdings das benutzte Modell (3.4) auch umparametrisieren und so eine Fehler-Korrektur-Darstellung mit einer expliziten Kointegrationsbeziehung erhalten. Unter Vernachlässigung der Konstanten und der Saison-Dummies sowie der Annahme eines stationären Zinssatzes ergibt sich aus (3.4)

$$\Delta m_t = 0.213 \Delta y_t - 0.006 r_t - 0.182(m_{t-1} - 1.17y_{t-1}) + \hat{u}_t.$$

Somit sind die von uns untersuchten Koeffizientenpfade auch relevant im Rahmen eines Kointegrationsansatzes.

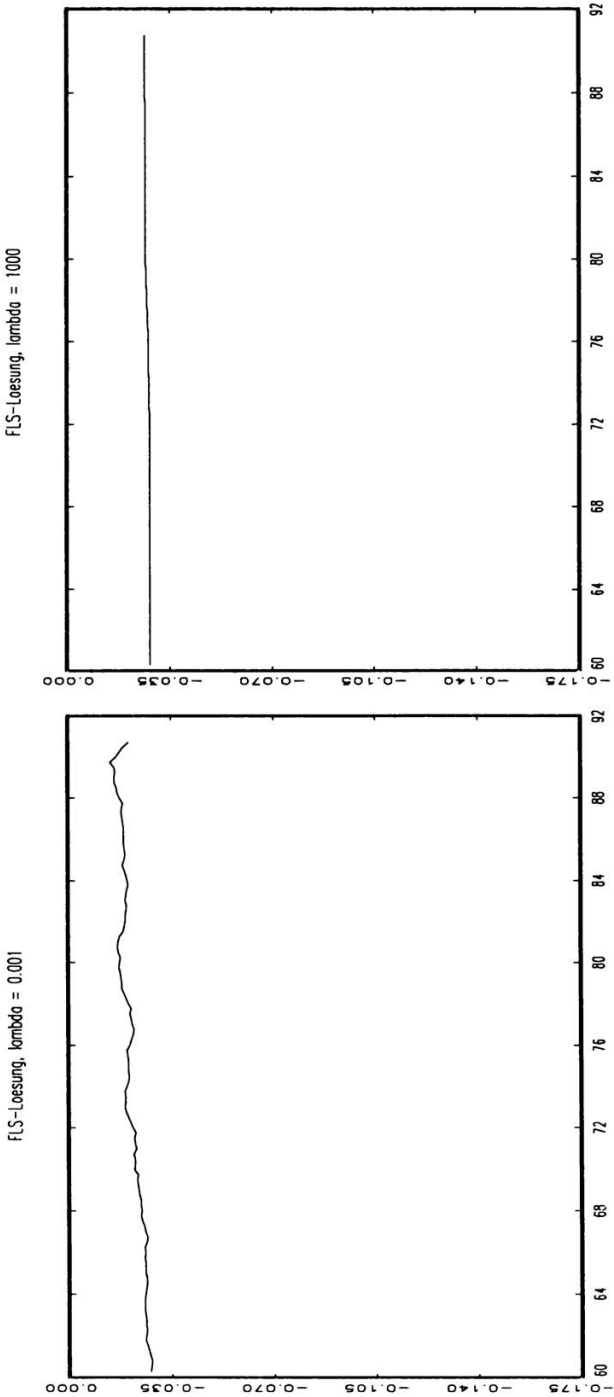
frage anpassen, was nach Gordon (1984) eine wichtige Voraussetzung für die empirische Identifikation einer Geldnachfragefunktion ist. Ein weiterer möglicher Grund für die aufgedeckte Koeffizienteninstabilität könnte die Einführung des Europäischen Währungssystems im März 1979 sein. Bevor allerdings eine endgültige Aussage gemacht werden kann, müssen selbstverständlich alternative Spezifikationen analysiert werden.

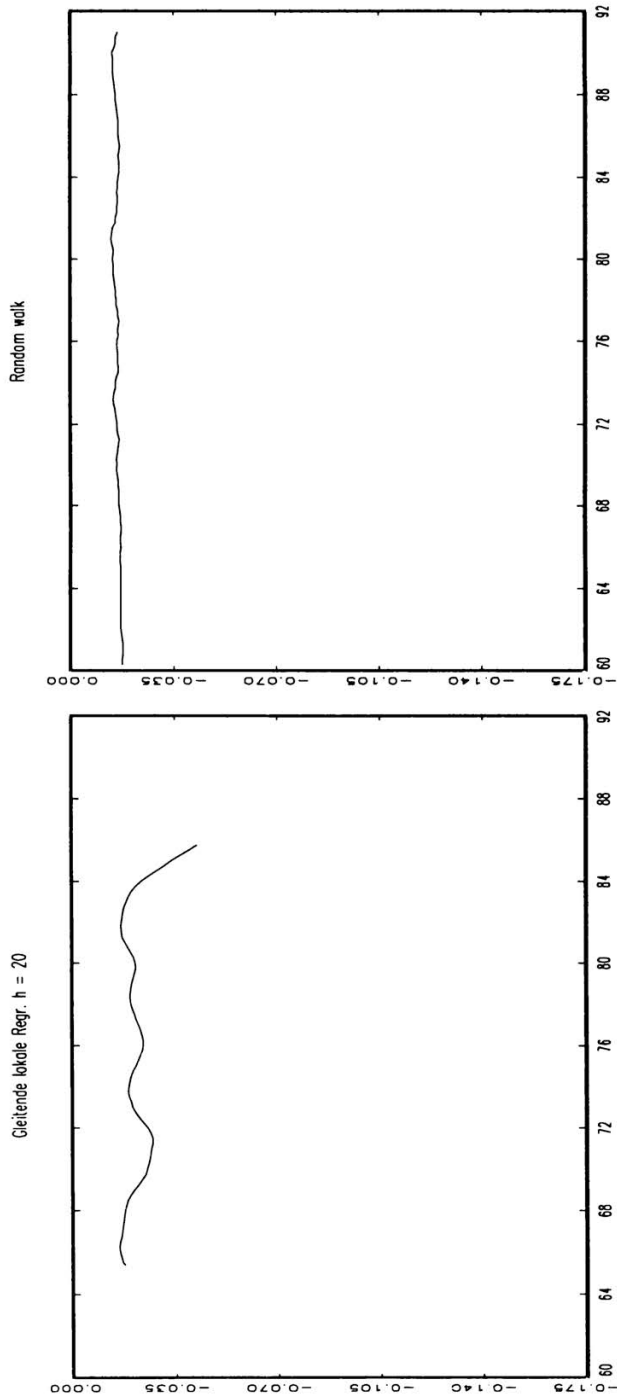
Tabelle 1
**Mittelwerte und Standardabweichungen (in Klammern)
der Koeffizientenpfade**

	KQ	VRS	RRS	GLR $h = 20$	RW	FLS1 $\lambda = 0.001$	FLS2 $\lambda = 1000$
c	-0.280	0.331 (0.205)	-0.350 (0.314)	-0.129 (0.591)	0.673 (0.002)	0.565 (0.010)	-0.336 (0.0004)
s_1	-0.062	-0.049 (0.009)	-0.069 (0.007)	-0.054 (0.016)	-0.036 (0.004)	-0.051 (0.013)	-0.059 (0.002)
s_2	0.001	0.009 (0.005)	-0.005 (0.005)	0.001 (0.011)	0.004 (0.004)	0.0003 (0.012)	0.002 (0.003)
s_3	-0.041	-0.038 (0.004)	-0.049 (0.006)	-0.042 (0.011)	-0.038 (0.004)	-0.040 (0.011)	-0.041 (0.003)
y	0.213	0.297 (0.058)	0.194 (0.063)	0.317 (0.099)	0.433 (0.002)	0.303 (0.001)	0.244 (0.00005)
r	-0.006	-0.007 (0.002)	-0.005 (0.001)	-0.006 (0.001)	-0.008 (0.001)	-0.008 (0.001)	-0.006 (0.0001)
m_{-1}	0.318	0.737 (0.049)	0.847 (0.046)	0.690 (0.110)	0.471 (0.003)	0.622 (0.001)	0.793 (0.00005)
ϵ_y	1.174	1.130 (0.087)	1.296 (0.374)	1.057 (0.243)	0.818 (0.008)	0.799 (0.006)	1.177 (0.001)
ϵ_r	-0.031	-0.027 (0.004)	-0.041 (0.026)	-0.022 (0.005)	-0.016 (0.001)	-0.021 (0.004)	-0.027 (0.001)

⁸ Vgl. hierzu Issing (1993, S. 92) „Ein grundsätzlicher Wandel im Instrumenteneinsatz der Bundesbank ist ab 1978/79 zu verzeichnen. Hatte bis dahin die außenwirtschaftliche Komponente über den Ankauf von Devisen in der Entstehung von Zentralbankgeld dominiert, trat in der Folge die Kreditgewährung an Kreditinstitute in den Vordergrund. Die Bundesbank eröffnet sich damit erstmals die Möglichkeit, ihre Refinanzierungs- und Offenmarktpolitik gezielt in den Dienst der Schaffung von Zentralbankgeld zu stellen.“

Abb. 1: Langfristige Zins-Semielastizitäten der verschiedenen Verfahren





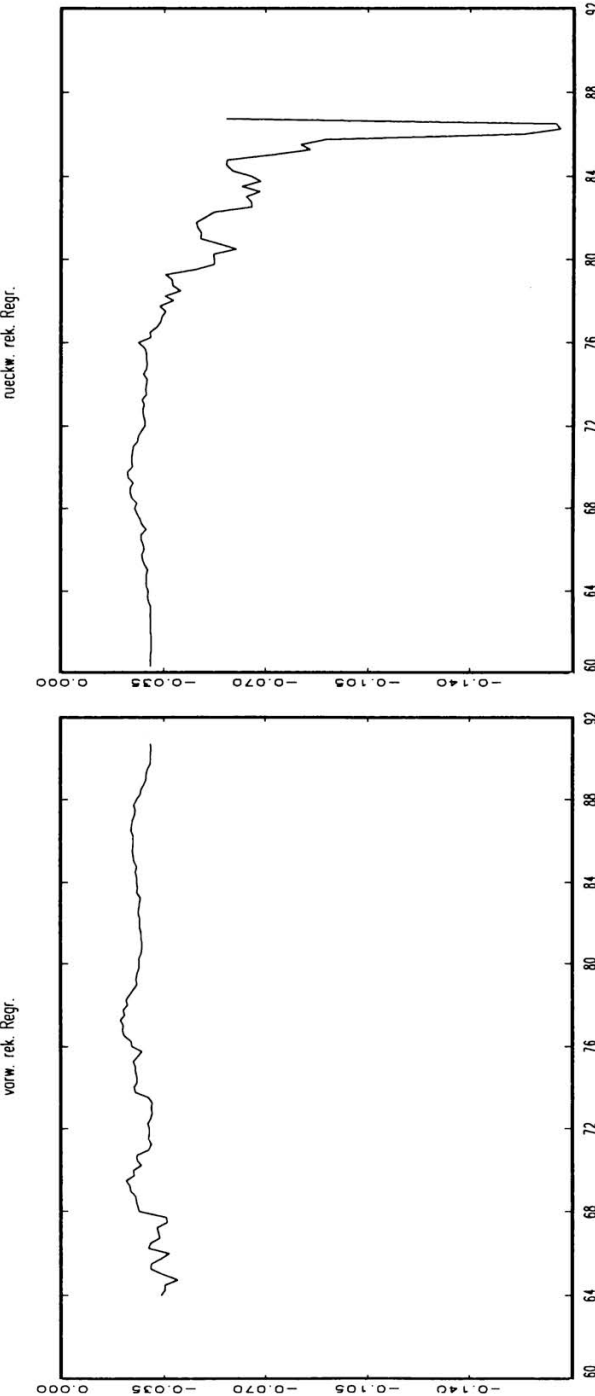
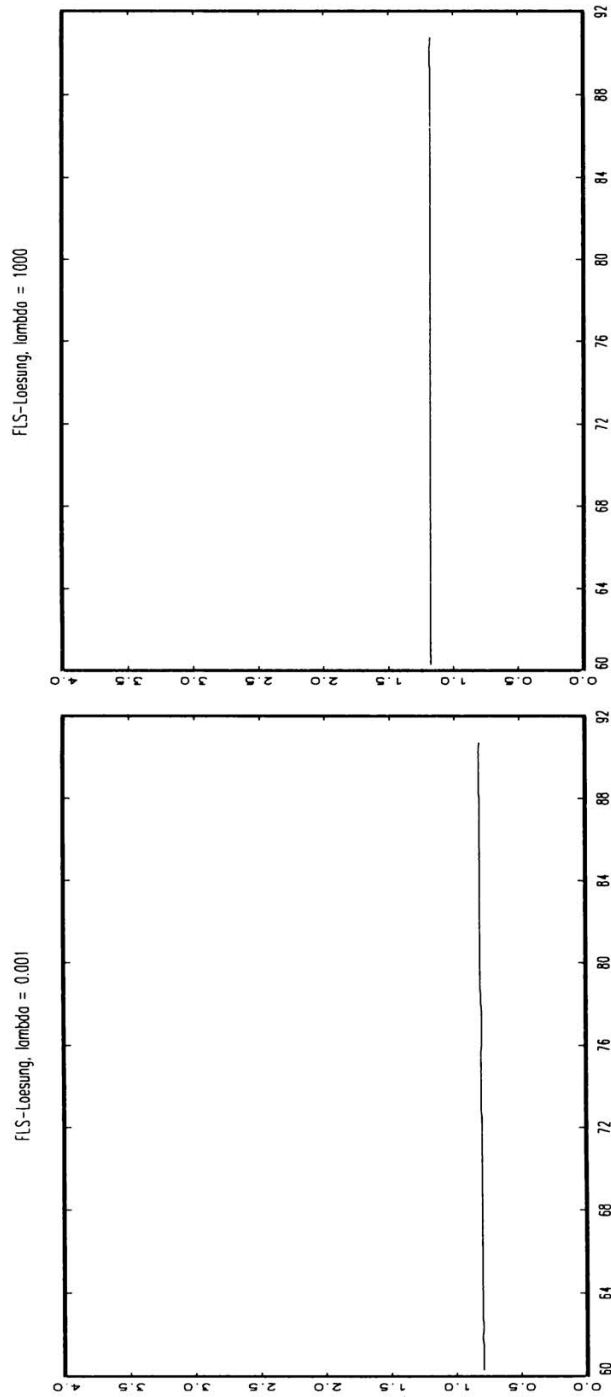
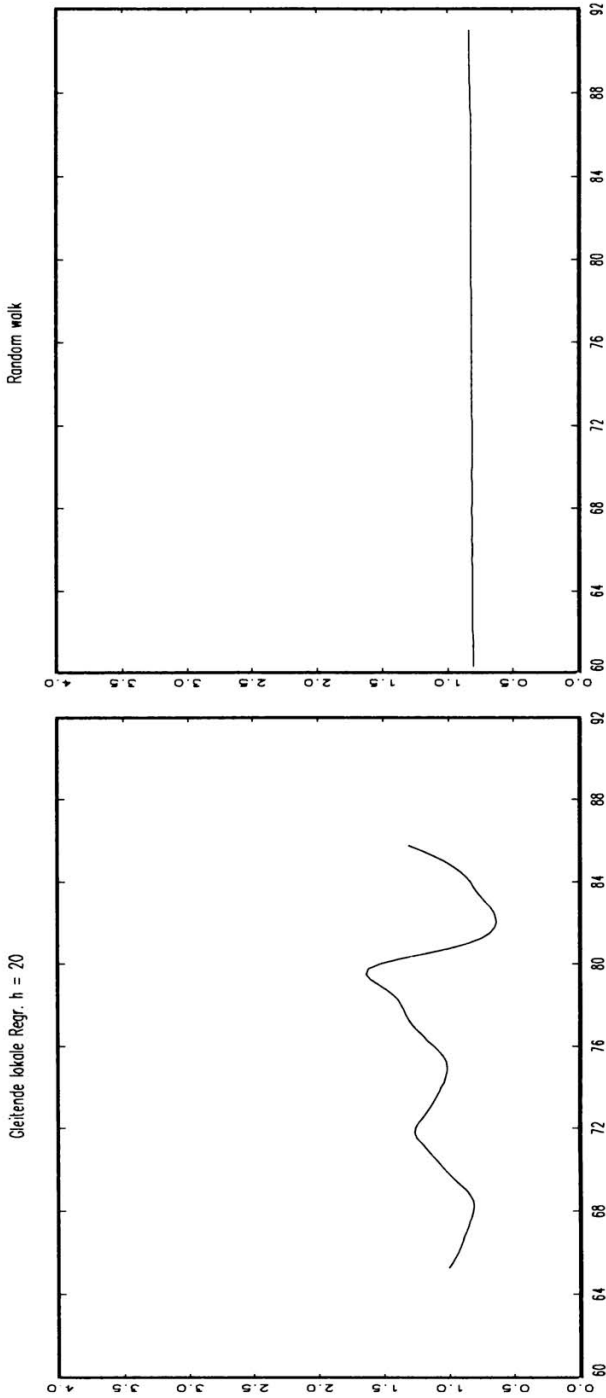


Abb. 2: Langfristige Einkommenselastizitäten der verschiedenen Verfahren





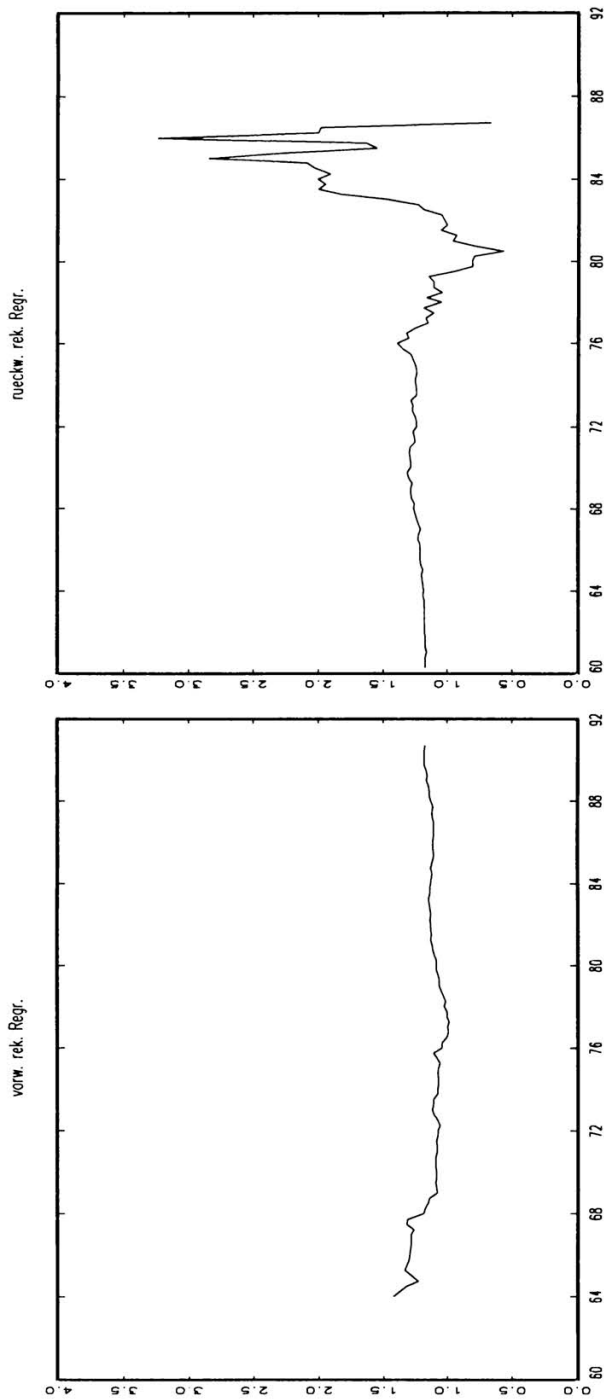
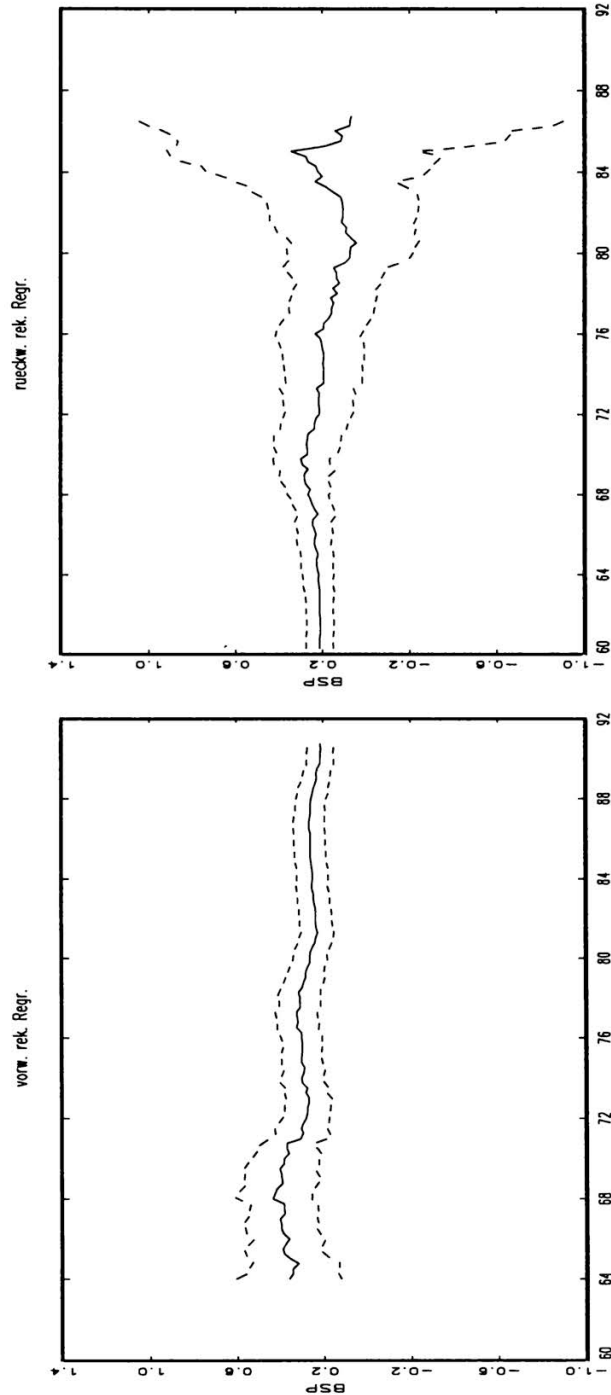
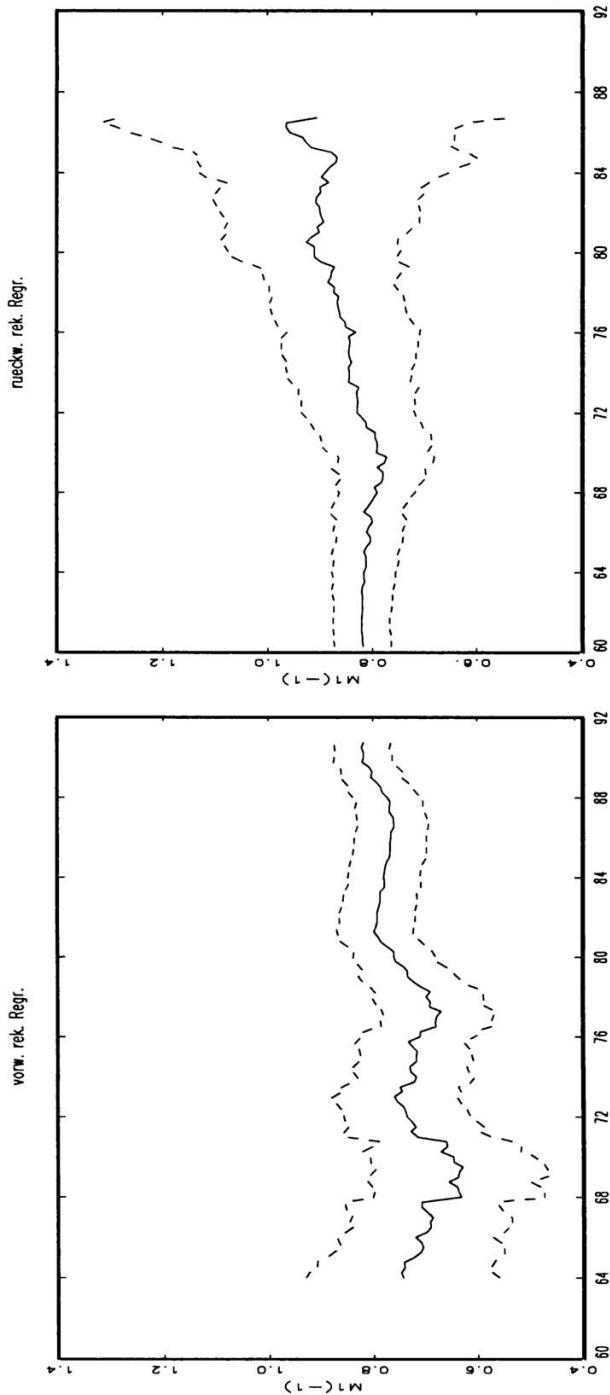


Abb. 3: Pfade der Einkommens- und Anpassungskoeffizienten





Literaturverzeichnis

- Anderson, B. D. O. & J. B. Moore (1979), *Optimal Filtering*, Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall. – Aoki, M. (1987), *State Space Modeling of Time Series*, Berlin: Springer-Verlag. – Box, G. E. P. & G. C. Tiao (1976), „Comparison of Forecast and Actuality“, *Applied Statistics*, 29, 87 – 92. – 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*, B37, 149 – 163. – Buscher, H. S. (1984), „The Stability of the West German Demand for Money 1965 – 1987“, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 120, 256 – 278. – Cleveland, W. S. (1979), „Robust Locally-Weighted Regression and Smoothing Scatterplots“, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 829 – 836. – Cleveland, W. S., S. J. Devlin & E. Grosse (1988), „Regression by Local Fitting“, *Journal of Econometrics*, 37, 87 – 114. – Cooley, T. & E. Prescott (1973), „Varying Parameter Regression, A Theory and Some Applications“, *Annals of Economic and Social Measurement*, 2, 463 – 474. – Cooley, T. & E. Prescott (1976), „Estimation in the Presence of Stochastic Parameter Variation“, *Econometrica*, 44, 167 – 184. – Deutsche Bundesbank (1991), „Macro-econometric Model of the German Economy“, April 1991. – Doornik, J. A. & D. F. Hendry (1992), *PcGive: An Interactive Econometric Modelling System*, Institute of Economics and Statistics, University of Oxford. – Dufour, J. M. (1982), „Recursive Stability Analysis of Linear Regression Relationships“, *Journal of Econometrics*, 19, 31 – 76. – Epstein, R. J. (1987), *A History of Econometrics*, Amsterdam: North-Holland. – Ericsson, N. R., J. Campos & H.-A. Tran (1990), „PC-Give and David Hendry's Econometric Methodology“, *Revista de Econometria*, 10, 7 – 117. – Fahrmeir, L. (1991), „Zustandsraummodelle: Filtern, Glätten und Prognose dynamischer Systeme“, *Allgemeines Statistisches Archiv*, 75, 53 – 74. – Fedorov, V. V., P. Hackl & W. Müller (1993), „Moving Local Regression: The Weight Function“, *Journal of Nonparametric Statistics*, 3, 355 – 368. – Gaab, W. & H. Seitz (1988), Zur Frage der Stabilität der Geldnachfrage M1 in der Bundesrepublik Deutschland, in: W. Franz, W. Gaab, J. Wolters (Hrsg.), *Theoretische und angewandte Wirtschaftsforschung*, Berlin, Springer-Verlag, 93 – 121. – Goldfeld, S. M. (1973), „The Demand for Money Revisited“, *Brookings Papers on Economic Activity*, 3, 577 – 632. – Gordon, R. J. (1984), *The Short-Run Demand for Money: A Reconsideration*, *Journal of Money, Credit and Banking*, 16, 403 – 434. – Haase, K., H. Lütkepohl, H. Claessen, M. Moryson & W. Schneider (1992), *MuTi-A Menu-Driven GAUSS Program for Multiple Time Series Analysis*, Institut für Statistik und Ökonometrie, Universität Kiel, Kiel, Germany. – Hackl, P. & A. H. Westlund (1992), „Demand for International Telecommunication: Time-Varying Price Elasticity“, Paper presented at the C.R.D.E./Journal of Econometrics Workshop on Recent Developments in the Econometrics of Structural Change, Montreal. – Harvey, A. C. (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge: Cambridge University Press. – Hendry, D. F. & N. R. Ericsson (1991), „Modeling the Demand for Narrow Money in the United Kingdom and the United States“, *European Economic Review*, 35, 833 – 881. – Hildreth, C. & J. P. Houck (1968), „Some Estimators for a Linear Model with Random Coefficients“, *Journal of the American Statistical Association*, 63, 584 – 595. – Issing, O. (1993), *Einführung in die Geldpolitik*, München: Verlag Franz Vahlen. – Jazwinski, A. H. (1970), *Stochastic Processes and Filtering Theory*, New York: Academic

Press. – Judd, J. P. & J. L. Scadding (1982), „The Search for a Stable Money Demand Function: A Survey of the Post-1973 Literature“, *Journal of Economic Literature*, 20, 993 – 1023. – Kalaba, R. & L. Tesfatsion (1988), „The Flexible Least Squares Approach to Time Varying Linear Regression“, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 43 – 48. – Kalaba, R. & L. Tesfatsion (1989), „Time-Varying Linear Regression via Flexible Least Squares“, *Computers and Mathematics with Applications*, 17, 1215 – 1245. – Kalaba, R. & L. Tesfatsion (1990), „Flexible Least Squares for Approximately Linear Systems“, *IEEE Transactions on Systems, Man, and Cybernetics*, SMC-20, 978 – 989. – Kendall, M. (1973), *Time-Series*, London: Charles Griffin. – Krämer, W., W. Ploberger & R. Alt (1988), „Testing for Structural Change in Dynamic Models“, *Econometrica*, 56, 1355 – 1369. – Lütkepohl, H. (1988), „Prediction Tests for Structural Stability“, *Journal of Econometrics*, 39, 267 – 296. – Lütkepohl, H. (1991), *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Berlin: Springer-Verlag. – Lütkepohl, H. (1993), „The Sources of the U.S. Money Demand Instability“, *Empirical Economics*, 18, 729 – 743. – Lütkepohl, H. & H. Herwartz (1992), „Specification of Varying Coefficient Time Series Models via Generalized Flexible Least Squares“, Paper presented at the C.R.D.E./Journal of Econometrics Workshop on Recent Developments in the Econometrics of Structural Change, Montreal. – Neumann, M. J. M. & J. v. Hagen (1987), *Theoretische und empirische Grundlagen von Geldmengenzielen*, in: A. Gutowski (Hrsg.), *Geldpolitische Regelbindung: Theoretische Entwicklungen und empirische Befunde*, Duncker und Humblot, Berlin. – Schlittgen, R. & B. H. J. Streitberg (1984), *Zeitreihenanalyse*, München: Oldenburg Verlag. – Schneider, W. (1986), *Der Kalmanfilter als Instrument zur Diagnose und Schätzung variabler Parameter in ökonomischen Modellen*, Heidelberg: Physica-Verlag. – Schneider, W. (1988), „Analytical Uses of Kalman Filtering in Econometrics-A Survey“, *Statistical Papers*, 29, 3 – 33. – Schneider, W. (1992), „Systems of Seemingly Unrelated Regression Equations with Time-Varying Coefficients – An Interplay of Kalman Filtering, Scoring, EM- and Minque-Method“, *Computers and Mathematics with Applications*, 24, 1 – 16. – Swamy, P. A. V. B. (1971), *Statistical Inference in Random Coefficient Regression Models*, Berlin: Springer-Verlag. – Tesfatsion, L. & J. Veitch (1990), „U.S. Money Demand Instability: A Flexible Least Squares Approach“, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 14, 151 – 173. – Varman-Schneider, B. & W. Schneider (1990), „Measuring Capital Flight: A Time Varying Regression Analysis with Special Reference to the Philippines and India“, *ASEAN Economic Bulletin*, 7, 54 – 83. – Wei, W. W. S. (1990), *Time Series Analysis: Univariate and Multivariate Methods*, Redwood City, CA: Addison-Wesley. – Westphal, V. (1991), „Comments on ‚Modeling the demand for narrow money in the United Kingdom and the United States‘ by David F. Hendry and Neil R. Ericsson“, *European Economic Review*, 35, 883 – 886.

Zusammenfassung

Stabilitätsanalyse der bundesdeutschen Geldnachfrage anhand alternativer Ansätze zur Modellierung variierender Regressionskoeffizienten

Eine Reihe von Möglichkeiten zur Modellierung von Koeffizientenvariation im Regressionsmodell werden dargestellt und im Rahmen einer Geldnachfrageanalyse für die Geldmenge M1 in der Bundesrepublik Deutschland für den Zeitraum von 1960 bis 1990 verglichen. Diese Verfahren gewinnen vor dem Hintergrund der Umwälzungen in Osteuropa besondere Relevanz. Es zeigt sich, daß die verschiedenen Modellierungsmöglichkeiten zu sehr verschiedenen Ergebnissen bezüglich möglicher Instabilitäten von Regressionsbeziehungen gelangen können, daß allerdings durch den Einsatz verschiedener Verfahren die Diagnosemöglichkeiten verbessert werden können, da alle Verfahren bestimmte Schwächen aufweisen. Insbesondere wird deutlich, daß Verfahren, die nur einen Teil der Stichprobeninformation nutzen, nicht notwendigerweise denjenigen Ansätzen unterlegen sind, die die gesamte Information in jedem Zeitpunkt der Schätzung einbeziehen.

Summary

Stability Analysis of Money Supply in the Federal Republic of Germany on the Basis of Alternative Approaches to Developing Models for Varying Regression Coefficients

This paper includes a description of a number of possibilities for developing models for varying regression coefficients as well as a comparison of such possibilities within the framework of a money demand analysis for money supply M1 in the Federal Republic of Germany in the period 1960 to 1990. Against the background of the current upheavals in Eastern Europe, these procedures are gaining in special relevance. It turns out that the various options for developing models may lead to highly different results regarding possible instabilities of regression relations, but that the use of different procedures may improve diagnosing possibilities, because all procedures suffer from certain weaknesses. It becomes clear in particular that procedures making use of only part of the sample-based information are not necessarily inferior to those approaches that benefit from the whole information at any given estimating moment.

Résumé

Analyse de stabilité de la demande monétaire allemande à l'aide de théories alternatives de modèles de coefficients variables de régression

Une série de modèles possibles de variation de coefficients sont présentés dans le modèle de régression et comparés dans le cadre d'une analyse de la demande monétaire de la masse monétaire M1 en République fédérale d'Allemagne pour la

période s'étendant de 1960 à 1990. Ces méthodes ont acquis une grande importance suite aux bouleversements en Europe de l'Est. On voit que les différents modèles possibles peuvent mener à des résultats très différents en ce qui concerne les instabilités possibles de rapports de régression et que les possibilités de diagnostic peuvent cependant être améliorées en utilisant différentes méthodes, car toutes présentent certaines faiblesses. Il devient surtout clair que les méthodes qui n'utilisent qu'une partie de l'information de l'échantillon ne sont pas nécessairement moins bonnes que celles qui incluent l'information totale à chaque moment de l'estimation.