

Krämer, Jörg W.

Working Paper — Digitized Version

Schätzung von Geldnachfragefunktionen: Zinsgewichtete versus gewöhnliche Geldmengen

Kiel Working Paper, No. 673

Provided in Cooperation with:

Kiel Institute for the World Economy – Leibniz Center for Research on Global Economic Challenges

Suggested Citation: Krämer, Jörg W. (1995) : Schätzung von Geldnachfragefunktionen: Zinsgewichtete versus gewöhnliche Geldmengen, Kiel Working Paper, No. 673, Kiel Institute of World Economics (IfW), Kiel

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/47111>

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.

Kieler Arbeitspapiere

Kiel Working Papers

Kieler Arbeitspapier Nr. 673
Schätzung von Geldnachfrage-
funktionen — zinsgewichtete versus
gewöhnliche Geldmengen

von
Jörg W. Krämer

Januar 1995



Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel
The Kiel Institute of World Economics

Institut für Weltwirtschaft
Düsternbrooker Weg 120, D-24105 Kiel

Kieler Arbeitspapier Nr. 673
**Schätzung von Geldnachfrage-
funktionen — zinsgewichtete versus
gewöhnliche Geldmengen**

von
Jörg W. Krämer

589205

Januar 1995

Für Inhalt und Verteilung der Kieler Arbeitspapiere ist der jeweilige Autor allein verantwortlich, nicht das Institut.

Da es sich um Manuskripte in einer vorläufigen Fassung handelt, wird gebeten, sich mit Anregung und Kritik direkt an den Autor zu wenden und etwaige Zitate vorher mit ihm abzustimmen.

Inhaltsverzeichnis

	Seite
1. Einleitung.....	1
2. Zinsgewichtete Geldmengenaggregate — ein Überblick.....	1
3. Ökonometrische Methoden zur Schätzung einer Geldnachfragefunktion	5
3.1. Spezifikation der Geldnachfrage in Niveaus.....	6
3.2. Spezifikation der Geldnachfrage durch Fehlerkorrekturmodelle.....	9
3.3. Spezifikationstests	13
3.3.1. Test auf Unkorreliertheit der Residuen	13
3.3.2. Test auf Homoskedastizität.....	14
3.3.3. Test auf Normalverteilung der Residuen.....	17
3.3.4. Test auf Strukturkonstanz	19
3.4. Simulationen.....	24
4. Geldmengen und Bestimmungsgründe der Geldnachfrage — Möglichkeiten ihrer Quantifizierung	27
4.1. Die Geldmengenaggregate	28
4.2. Das Preisniveau	30
4.3. Das Transaktionsvolumen.....	31
4.4. Die Opportunitätskosten der Geldhaltung.....	33
5. Empirische Ergebnisse	34
5.1. Die statistischen Eigenschaften der Zeitreihen	34
5.2. Schätzung von Langfristbeziehungen	36
5.3. Schätzung von Fehlerkorrekturmodellen	38
5.4. Stabilitätsuntersuchungen.....	41
5.5. Simulationen.....	44
5.6. Vergleich mit den Ergebnissen anderer Autoren	52
6. Zusammenfassung und geldpolitische Implikationen.....	54
Literaturverzeichnis	56

1. Einleitung

Im Gegensatz zu herkömmlichen Summen-Aggregaten lassen sich zinsgewichtete Geldmengen unter recht allgemeinen Annahmen aus dem Optimierungskalkül eines repräsentativen Wirtschaftssubjekts ableiten. Eine Notenbank ist jedoch nicht nur an der theoretischen Fundierung von Geldmengenaggregaten interessiert. Weiter ist u.a. die empirische Frage bedeutsam, ob sich die Nachfrage nach zinsgewichteten Geldmengen besser erklären läßt als die nach herkömmlichen Geldmengen und ob die Funktionen für zinsgewichtete Aggregate stabiler sind.

Um diese Fragen für Deutschland zu beantworten, werden — nachdem ein Überblick über die Theorie und Berechnungsweise zinsgewichteter Geldmengenaggregate gegeben worden ist (Abschnitt 2) — jene ökonometrischen Methoden erläutert, mit deren Hilfe sich die Koeffizienten von Geldnachfragefunktionen schätzen lassen (Abschnitt 3). In Abschnitt 4 werden die Möglichkeiten diskutiert, Geldmengen für unterschiedliche Aggregationsverfahren zu berechnen und die Bestimmungsgründe der Geldnachfrage zu quantifizieren. Anschließend werden Geldnachfragefunktionen in Form von Fehlerkorrekturmodellen geschätzt. Dabei wird unter anderem geprüft, ob die Währungsunion mit der ehemaligen DDR Strukturbrüche verursacht hat. Mit Hilfe von Schocksimulationen wird untersucht, wie die unterschiedlichen Geldmengenaggregate kurz- und langfristig auf Änderungen der Zinsen und des Transaktionsvolumens reagieren (Abschnitt 5). Im sechsten Abschnitt werden die Ergebnisse der Arbeit zusammengefaßt und Schlußfolgerungen für die Geldpolitik gezogen.

2. Zinsgewichtete Geldmengenaggregate — ein Überblick¹

Das von der Bundesbank gesteuerte Geldmengenaggregat $M3$ wird durch Addition verschiedener Geldmengenkomponenten berechnet. Dabei wird implizit vollkommene Substitutionalität zwischen den Summanden angenommen. Darüber hinaus wird unterstellt, eine DM Bargeld leiste dieselben Liquiditätsdienste wie beispielsweise eine DM Termineinlagen. Treffen diese restriktiven Annahmen empirisch nicht zu — wofür einiges spricht —, so internalisiert das Summenaggregat nicht die Umschichtungen zwischen den Komponenten des Aggregats, die die insgesamt geleisteten Liquiditätsdienste unberührt lassen und somit reine Substitutionseffekte sind. Summenaggregate

¹ Theorie und empirische Bestimmung zinsgewichteter Geldmengenaggregate werden ausführlich dargestellt in Krämer [1994a].

wären dann nicht geeignet, die von ihren Komponenten ausgehenden Liquiditätsdienste korrekt zu messen.²

Im folgenden ist das Problem zu lösen, Zahlungsmittel, die im allgemeinen in unterschiedlichem Maße Liquiditätsdienste leisten und somit keine vollkommenen Substitute sein dürften, zu einer Größe zusammenzufassen. Im Fall von Haushalten bietet die mikroökonomische Theorie als Aggregat den von unterschiedlichen Zahlungsmitteln ausgehenden Nutzen an³; als Aggregationsfunktionen dienen folgende rekursiv-separable Nutzenfunktionen [Serletis, 1991, S. 37/38]:

$$(1) \quad U_3 = U_3(M_{L2+1,i}, M_{L2+2,i}, \dots, M_{L3,i}, U_2)$$

$$(2) \quad U_2 = U_2(M_{L1+1,i}, M_{L1+2,i}, \dots, M_{L2,i}, U_1)$$

$$(3) \quad U_1 = U_1(M_{1,i}, M_{2,i}, \dots, M_{L1,i})$$

für $i = 1, \dots, L1, \dots, L2, \dots, L3$.

Die durch den tiefergestellten Laufindex $i=1, \dots, L1$ gekennzeichneten nominalen Zahlungsmittel sind im Bundesbank-Summenaggregat $SM1^4$ enthalten, $L1+1, \dots, L2$ bezeichnet jene Zahlungsmittel, die über $SM1$ hinaus in das offizielle Summenaggregat $SM2$ eingehen; $L2+1, \dots, L3$ steht für die zusätzlich in $SM3$ enthaltenen Gelder. Die Definitionen folgen dem Ziel, Aggregate zu berechnen, die sich von den offiziellen Summenaggregaten nur durch die Art der Aggregation unterscheiden und somit vergleichbar sind.

Die Nutzenfunktionen entsprechen folgenden Zahlungsmittelaggregationsfunktionen:

$$(4) \quad XM1 = U_1$$

$$(5) \quad XM2 = U_2$$

² Vgl. zur Kritik an Summenaggregaten etwa Barnett, Fisher, Serletis [1992]. Auch die Deutsche Bundesbank untersucht die Bedeutung zinsgewichteter Geldmengenaggregate. Vgl. Tödter [1994] und Issing, Tödter, Herrmann, Reimers [1993].

³ Die Analyse läßt sich problemlos auf Unternehmen übertragen. Zusätzlich zu Nutzenfunktionen betrachtet man dann Produktionsfunktionen von Unternehmen.

⁴ Der gebräuchlicheren Abkürzung, etwa $M1$, ist der Buchstabe S vorangestellt, um die Art der Aggregation, nämlich Summation, zu kennzeichnen.

$$(6) \quad XM3 = U_3.$$

Der Buchstabe X steht für das noch zu spezifizierende Aggregationsverfahren, M bedeutet nominale Geldmenge, die Zahl dahinter gibt an, mit welchem der drei offiziellen Summenaggregaten das jeweilige Aggregat vergleichbar ist (Aggregationsniveau).

Um die spezifizierten Nutzenfunktionen maximieren zu können, benötigt man die mit der Nutzung einer nominalen Zahlungsmittelseinheit $M_{l,t}$ verbundenen Kosten. Diese hat Barnett [1978, S. 148] aus einer intertemporalen Budgetrestriktion heraus bestimmt:

$$(7) \quad P_{l,t} = \frac{R_t - r_{l,t}}{1 + R_t},$$

wobei R_t die Rendite einer nicht-monetären Anlageform und $r_{l,t}$ die Eigenverzinsung des Zahlungsmittels $M_{l,t}$ ist. Die Nutzungskosten $P_{l,t}$ spiegeln jenen abdiskontierten Ertrag wider, der dem Wirtschaftssubjekt zugeflossen wäre, wenn anstelle des niedrig verzinsten l -ten Zahlungsmittels mit R_t verzinste Anlagen gehalten worden wären.

Um Geldmengenaggregate zu bestimmen, unterstellt man im folgenden für die Aggregationsfunktionen bestimmte Funktionalformen und leitet mit Hilfe eines Optimierungskalküls — die Wirtschaftssubjekte stellen ihr Zahlungsmittelportfolio so zusammen, daß sie mit gegebenen Zahlungsmittelnutzungsausgaben ein möglichst hohes Nutzenniveau erreichen — Gleichungen zur ökonomischen Bestimmung ihrer Parameter ab. Die Schätzwerte bzw. das Gewichtungsschema zur Berechnung der Geldmengenaggregate sind somit im Zeitablauf konstant.

Zunächst unterstellt man — exemplarisch für das Aggregationsniveau 1 — eine linear-homogene Cobb-Douglas-Funktion

$$(8) \quad CM1(M_t) = \prod_{l=1}^{L1} M_{l,t}^{\alpha_l}, \text{ mit } \sum_{l=1}^{L1} \alpha_l = 1.$$

Die Zuwachsrate von $CM1$ entspricht der mit α_l gewichteten Zuwachsraten der einzelnen Zahlungsmittel. Der Exponent α_l läßt sich als Anteil $W_{l,t}$ der Ausgaben für das l -te Zahlungsmittel an den gesamten Zahlungsmittelausgaben bestimmen. Jedoch dürften die empirisch beobachteten Werte der Ausgabenanteile zufällig um den Betrag der Störvariablen u_t von α_l abweichen,

$$(9) \quad W_{i,t} = \alpha_i + u_{i,t}.$$

Der Koeffizient α_i lässt sich schätzen [vgl. Tödter, 1994, S. 330].

Ein weiterer funktionaler Geldmengenindex wird berechnet, wenn man für XMI eine linear-homogene Funktion mit konstanten Substitutionselastizitäten unterstellt:

$$(10) \quad CESMI(M_t) = \left[\sum_{l=1}^{L1} \alpha_l M_{l,t}^\beta \right]^{1/\beta}.^5$$

Mit Hilfe des Nutzenmaximierungskalküls lassen sich für $l=2, \dots, L1$ folgende Marginalbedingungen ableiten:

$$(11) \quad \ln\left(\frac{M_{l,t}}{M_{1,t}}\right) = \frac{1}{\beta-1} \ln\left(\frac{P_{l,t}}{P_{1,t}}\right) - \frac{1}{\beta-1} \ln\left(\frac{\alpha_l}{\alpha_1}\right).$$

Wird diese deterministische Beziehung von einer Störvariablen überlagert und schätzt man die Parameter der Beziehung, so lassen sich β und — falls man α_1 auf Eins normiert — α_l bestimmen.⁶

Als Alternative zur Schätzung von Aggregationsfunktionen kann man die Index-Zahlen-Theorie heranziehen. Ein mikroökonomischer Mengenindex setzt — auf Geldmengen angewendet — die Zahlungsmittelaggregate zweier Perioden miteinander ins Verhältnis:

$$(12) \quad Q_{1,0} = \frac{XMI(M_1)}{XMI(M_0)},$$

wobei M_1 bzw. M_0 der Zahlungsmittelvektor der Periode 1 bzw. 0 ist.

Es gibt eine Vielzahl ad-hoc definierter Mengenindizes. Im folgenden werden nur exakte Mengenindizes betrachtet. Ein Mengenindex ist exakt bezüglich einer Aggregationsfunktion $XMI(M)$, wenn er aus letzterer mit Hilfe eines Optimierungskalküls ab-

⁵ Strebt β gegen Null, so ergibt sich eine Substitutionselastizität von Eins, wie sie die Cobb-Douglas-Funktion aufweist. Die CES-Funktion enthält die Cobb-Douglas-Funktion als Spezialfall und ist damit allgemeiner.

⁶ Chetty [1969] hat einen ähnlichen Schätzansatz abgeleitet.

leitbar ist. Ist ein Mengenindex exakt, so kann man mit dessen Hilfe Veränderungsra-
ten eines Mengenaggregats berechnen, ohne die Parameter der zugehörigen Aggrega-
tionsfunktion bestimmen zu müssen. Um flexibel zu sein, sollte die Aggregations-
funktion eine lokale Approximation zweiter Ordnung an eine beliebige zweifach stetig
differenzierbare Funktion sein. Ein bezüglich einer flexiblen Aggregationsfunktion
exakter Index heißt superlativisch [Diewert, 1976, S. 116/7].

Ein Beispiel für einen superlativischen Index ist der Törnqvist-Geldmengenindex
[Törnqvist, 1936, S. 28]:

$$(13) \quad TM1_t = TM1_{t-1} \prod_{i=1}^{L1} [M_{i,t} / M_{i,t-1}]^{1/2^{W_{i,t} + W_{i,t-1}}},$$

$$\text{mit } W_{i,t} = \frac{M_{i,t} P_{i,t}}{\sum_{i=1}^{L1} M_{i,t} P_{i,t}}.$$

Die Zuwachsrate von $TM1$ ist ein mit den in den beiden Perioden durchschnittlich zu
beobachtenden Ausgabenanteilen gewichtetes Mittel der Zuwachsraten der einzelnen
Zahlungsmittel. Im Gegensatz dazu werden beim Cobb-Douglas-Geldmengenindex die
Zuwachsraten der einzelnen Zahlungsmittel mit geschätzten und somit im Zeitablauf
konstanten Ausgabenanteilen gewichtet.

Ein weiterer superlativischer Index ist der Fisher-Index, der ein geometrisches Mittel
aus einem Laspeyres- und einem Paasche-Index ist:

$$(14) \quad FM1_t = FM1_{t-1} \left(\frac{\left(\sum_{i=1}^{L1} P_{i,t-1} M_{i,t} \right) \left(\sum_{i=1}^{L1} P_{i,t} M_{i,t} \right)}{\left(\sum_{i=1}^{L1} P_{i,t-1} M_{i,t-1} \right) \left(\sum_{i=1}^{L1} P_{i,t} M_{i,t-1} \right)} \right)^{1/2}.$$

3. Ökonometrische Methoden zur Schätzung einer Geldnachfrage- funktion

Ziel dieser Arbeit ist es, die Parameter einer Geldnachfragefunktion zu bestimmen.
Betrachtet man hierzu nur die Geldnachfragefunktion und verwendet die Methode der
kleinsten Quadrate, so führt dies nur dann zu unverzerrten Schätzwerten, wenn die er-

klärenden Variablen der Geldnachfragefunktion exogen sind. Wird dagegen beispielsweise der Zins als erklärende Variable der Geldnachfrage durch ein Gleichgewicht von angebotenerem und nachgefragtem Geld erklärt und ist er somit endogen, so bilden Geldnachfrage, Geldangebot und die Gleichgewichtsbedingung ein simultanes Gleichungssystem. Läßt sich dieses so umformen, daß die endogenen Variablen jeweils nur von modellexogenen Variablen abhängen (Bildung der reduzierten Form des simultanen Gleichungssystems) bzw. ist das simultane Gleichungssystem identifiziert, dann lassen sich für die Koeffizienten des simultanen Gleichungssystems unverzerrte Schätzwerte bestimmen.

Möchte man — der überwiegenden Zahl der Studien zur Geldnachfrage folgend — auf die Schätzung eines Simultanmodells verzichten, so ist die Annahme zu treffen, die erklärenden Variablen der Geldnachfrage seien exogen. Dies bedeutet insbesondere, daß die Notenbank ihre Zinsen exogen setzt und das Geldangebot somit vollkommen zinselastisch ist [Goldfeld, Sichel, S. 342 f.]. Für Deutschland scheint diese Annahme vertretbar, da die Bundesbank in erster Linie die Geldmarktzinsen und nicht die Geldbasis steuert.⁷ Trotzdem sollte man sich bei der Schätzung einzelner Geldnachfragefunktionen immer bewußt sein, daß grundsätzlich die Gefahr besteht, wegen des Nichtberücksichtigens von Simultanitäten verzerrte Schätzwerte zu erhalten.

3.1. Spezifikation der Geldnachfrage in Niveaus

Eine Geldnachfragefunktion erklärt die von den Wirtschaftssubjekten gewünschte reale Geldhaltung ($LXMLR^*$). Ändert sich diese auf Grund eines exogenen Schocks und ist das Geldangebot vollkommen elastisch, so dürften die Wirtschaftssubjekte ihre tatsächliche reale Geldhaltung ($LXMLR$) dann nicht sofort der gewünschten anpassen, wenn dies Kosten verursacht. Dabei kann es sich beispielsweise um bei der Umschichtung des Vermögens anfallende Kosten handeln oder um die Zeit, die ein Individuum benötigt, um zu einer Bank zu gehen. Die Anpassungskosten können beispielsweise durch eine quadratische Funktion beschrieben werden:

$$(15) \quad K_1 = \alpha_1 [LXMLR_t - LXMLR_{t-1}]^2.$$

⁷ Vgl. dazu die Beschreibung des Geldangebotsprozesses in Deutschland bei Krämer [1994c, S. 6 f.].

Andererseits verursacht ein Abweichen der tatsächlichen von der gewünschten Geldhaltung ebenfalls Kosten:

$$(16) \quad K_2 = \alpha_2 [LXMLR_t^* - LXMLR_t]^2.$$

Ein Wirtschaftssubjekt halte nun die Menge an realen Zahlungsmittelbeständen, die die Gesamtkosten

$$(17) \quad K = K_1 + K_2$$

minimiert. Die Bedingung erster Ordnung für ein Minimum lautet:

$$(18) \quad \frac{\partial K}{\partial LXMLR_t} = 2\alpha_1 [LXMLR_t - LXMLR_{t-1}] - 2\alpha_2 [LXMLR_t^* - LXMLR_t] = 0$$

$$\Leftrightarrow (\alpha_1 + \alpha_2) LXMLR_t = \alpha_1 LXMLR_{t-1} + \alpha_2 LXMLR_t^*.$$

Teilt man beide Seiten durch $\alpha_1 + \alpha_2$ und subtrahiert $LXMLR_{t-1}$, so erhält man [Laidler, 1993, S. 121 f.]:

$$(19) \quad LXMLR_t - LXMLR_{t-1} = \frac{\alpha_2}{\alpha_1 + \alpha_2} [LXMLR_t^* - LXMLR_{t-1}].$$

Die obigen Gleichungen definieren ein partielles Anpassungsmodell. Dieses zeichnet sich durch ein zweistufiges Maximieren aus. Zunächst wird in Abhängigkeit von den exogenen Variablen das langfristig gewünschte Niveau der realen Kassenhaltung bestimmt. Anschließend wird entschieden, wie die tatsächliche Kassenhaltung kurzfristig der gewünschten angepaßt wird⁸ [Hansen, 1993, S. 128]. Angenommen in der Ausgangssituation stimme die gewünschte mit der tatsächlichen Kassenhaltung überein. Steigt nun in der folgenden Periode die gewünschte Kassenhaltung um einen bestimmten Betrag, so wird die tatsächliche Kassenhaltung nur um den Bruchteil $\frac{\alpha_2}{\alpha_1 + \alpha_2}$ erhöht. Verharrt die gewünschte Kassenhaltung auf dem erhöhten Niveau, so wird die

⁸ Vgl. Hansen [1993, S. 128]. Chow [1966, S. 112 f.] weist ausdrücklich darauf hin, daß die im Rahmen der Geldnachfrage verwendeten Anpassungshypothesen ursprünglich verwendet wurden, um die Nachfrage nach dauerhaften Konsumgütern zu erklären. Die Übertragung des Ansatzes auf den monetären Bereich rechtfertigt er damit, daß Geld Zahlungsmitteldienste leiste und somit ein dauerhaftes Konsumgut sei.

Differenz zwischen tatsächlicher und gewünschter Kassenhaltung schrittweise abgebaut.

Setzt man $\gamma = \frac{\alpha_2}{\alpha_1 + \alpha_2}$ und bezeichne X die exogene Variable und βX die gewünschte reale Kassenhaltung, so gilt für:

$$(20) \quad LXMLR_t - LXMLR_{t-1} = \gamma(\beta X_t - LXMLR_{t-1})$$

$$\Leftrightarrow LXMLR_t = \gamma\beta X_t + (1-\gamma)LXMLR_{t-1}.$$

Die Geldnachfrage durch exogene Variable der laufenden Periode und eine verzögerte Endogene zu erklären, entspricht einer — vor allem in älteren Studien — häufig gewählten Spezifikation. Schätzt man die Parameter der in Niveaugrößen formulierten Gleichung mit Hilfe der Methode der kleinsten Quadrate, so zeigt sich in der Regel Autokorrelation. Um dennoch asymptotisch effiziente Schätzwerte zu erhalten, wird häufig das Cochrane-Orcutt-Verfahren angewendet [Goldfeld, Sichel, 1990, S. 302, 326].⁹

Datiert man Gleichung (20) um eine Periode zurück und setzt diesen Ausdruck für $LXMLR_{t-1}$ ein, so erhält man durch sukzessives Einsetzen eine geometrische Lag-Verteilung:

$$(21) \quad LXMLR_t = \gamma\beta X_t + (1-\gamma)\gamma\beta X_{t-1} + (1-\gamma)^2 LXMLR_{t-2}$$

$$\begin{aligned} & \vdots \\ & = \gamma\beta \sum_{i=0}^{\infty} (1-\gamma)^i X_{t-i}. \end{aligned}$$

Diese Lag-Verteilung unterstellt, daß die Gewichte, mit denen die exogenen Variablen die endogene Variable beeinflussen, einer geometrischen Reihe folgend im Zeitablauf abnehmen.

⁹ Die Geldnachfragefunktion wird ausgehend von einer Hypothese über die Anpassung der tatsächlichen realen an die gewünschte reale Kassenhaltung abgeleitet (reale Anpassungshypothese). Eine andere Möglichkeit, ein Gleichgewicht zwischen gewünschter und tatsächlicher Kassenhaltung herzustellen, besteht darin, Hypothesen etwa über die Anpassung der exogenen Variablen zu treffen.

3.2. Spezifikation der Geldnachfrage durch Fehlerkorrekturmodelle

Die auf Gleichung (20) basierende Spezifikation in Niveaus wurde mit dem Aufkommen der Methoden der Kointegrationsanalyse in den 80er Jahren durch Fehlerkorrekturmodelle verdrängt. Die Vertreter dieses Ansatzes haben gezeigt, daß Regressionsanalysen zwischen nicht-stationären Niveau-Variablen auch dann ein hohes Bestimmtheitsmaß und signifikante Werte der t-Statistik aufweisen, wenn zwischen ihnen keine Langfristbeziehung besteht. Dieses Phänomen bezeichnet man als "spurious regression" [Maddala, 1992, S. 588]. Bevor die Ergebnisse von zwischen nicht-stationären Variablen durchgeführten Regressionen interpretiert werden, ist zu überprüfen, ob zwischen ihnen eine Langfristbeziehung besteht.

Zwischen mehreren Variablen, die nach einmaliger Differenzenbildung stationär und damit integriert vom Grade eins sind, besteht eine Langfristbeziehung bzw. sie sind kointegriert, wenn eine Linearkombination von ihnen stationär ist [Engle, Granger, 1987, S. 253]. Im Fall der realen Geldnachfrage ($LXMLR$) und der exogenen Variablen (X) muß also ein Skalar β , der sogenannte Kointegrationsparameter, existieren, so daß

$$(22) \quad Z_t = LXMLR_t - \beta X_t$$

stationär ist. Die Niveaus kointegrierter Variablen können sich also nicht beliebig weit voneinander entfernen, zwischen ihnen besteht ein langfristig stabiler Zusammenhang. Deshalb lassen sich kointegrierte Variablen als sogenanntes Fehlerkorrekturmodell darstellen.¹⁰ Dieses wiederum läßt sich im bivariaten Fall ableiten aus einer rationalen Lag-Verteilung [Jorgenson, 1966, S. 138]

$$(23) \quad [1 - b_1 L - \dots - b_q L^q] LXMLR_t = [a_1 L + \dots + a_p L^p] X_t,$$

wobei L^i ein Lag-Operator ist, der eine Variable um i Perioden zurückdatiert:

$$(24) \quad L^i X_t = X_{t-i}.$$

Rationale Lag-Verteilungen können beliebige Lag-Verteilungen hinreichend genau approximieren, indem p und q groß genug gewählt werden. Lag-Verteilungen, deren

¹⁰ Ein Beweis für das sogenannte Granger-Repräsentationstheorem findet sich bei Engle, Granger [1987, S. 257 f.]

Koeffizienten einer arithmetischen oder geometrischen Reihe folgen, besitzen diese Eigenschaft nicht [Jorgenson, 1966, S. 136].

Setzt man den Lag-Operator gleich Eins, so ergibt sich folgende Gleichgewichtslösung:

$$(25) \quad LXMLR_t = \frac{\sum_{i=1}^p a_i}{1 - \sum_{i=1}^q b_i} \cdot X_t = \beta X_t = LXMLR_t^*$$

Die Unterstellung rationaler Lagmodelle bedeutet ökonomisch, daß sich die reale Geldnachfrage, ausgelöst durch eine Veränderung von X , wegen Anpassungskosten nur schrittweise dem gewünschten Wert anpaßt. Für $p=q=2$ wird im folgenden gezeigt, daß sich das rationale Lag-Modell in der Weise reparametrisieren läßt, daß die implizite Gleichgewichtslösung explizit auftritt [Hansen, 1993, S. 133 f.].

Erweitert man

$$(26) \quad LXMLR_t = b_1 LXMLR_{t-1} + b_2 LXMLR_{t-2} + a_1 X_{t-1} + a_2 X_{t-2}$$

um $b_2 LXMLR_{t-1}$ und $a_2 X_{t-1}$, so ergibt sich

$$(27) \quad LXMLR_t = (b_1 + b_2) LXMLR_{t-1} + (a_1 + a_2) X_{t-1} - b_2 (LXMLR_{t-1} - LXMLR_{t-2}) - a_2 (X_{t-1} - X_{t-2})$$

bzw. nach Bildung erster Differenzen

$$(28) \quad \Delta_1 LXMLR_t = (b_1 + b_2 - 1) LXMLR_{t-1} + (a_1 + a_2) X_{t-1} - b_2 \Delta_1 LXMLR_{t-1} - a_2 \Delta_1 X_{t-1}$$

Setzt man

$$(29) \quad \frac{a_1 + a_2}{1 - b_1 - b_2} = \beta,$$

so erhält man:

$$(30) \quad \Delta_1 LXMLR_t = (b_1 + b_2 - 1)[LXMLR_{t-1} - \beta X_{t-1}] - b_2 \Delta_1 LXMLR_{t-1} - a_2 \Delta_1 X_{t-1}$$

Allgemein ergibt sich

$$(31) \quad \Delta_1 LXMLR_t = (\bar{b}_0 - 1) LXMLR_{t-1} + \bar{a}_0 X_{t-1} - \sum_{j=1}^{q-1} \bar{b}_j \Delta_1 LXMLR_{t-j} - \sum_{j=1}^{p-1} \bar{a}_j \Delta_1 X_{t-j}$$

bzw. bei Ausklammerung des Kointegrationsparameters β

$$(32) \quad \Delta_1 LXMLR_t = (\bar{b}_0 - 1)[LXMLR_{t-1} - \beta X_{t-1}] - \sum_{j=1}^{q-1} \bar{b}_j \Delta_1 LXMLR_{t-j} - \sum_{j=1}^{p-1} \bar{a}_j \Delta_1 X_{t-j}$$

$$\text{wobei } \bar{b}_j = \sum_{i=j+1}^q b_i, \bar{a}_j = \sum_{i=j+1}^p a_i, \beta = \frac{\sum_{i=1}^p a_i}{1 - \sum_{i=1}^q b_i}$$

Der Term in eckigen Klammern stellt die in der Vorperiode verzeichnete Abweichung der Variablen $LXMLR$ von ihrem gleichgewichtigen Wert βX dar. Dieser Fehler wird im Zeitablauf abgebaut, falls sich im Fall eines Fehlers mit negativem Vorzeichen $LXMLR$ erhöht. Die Linearkombination $LXMLR - \beta X$ ist somit stationär, und $LXMLR$ und X werden als kointegriert bezeichnet [Engle, Granger, 1987, S. 253].

Die Ableitung des Fehlerkorrekturmodells macht deutlich, daß die Schätzung des Niveaus der Geldnachfrage auf Basis der partiellen Anpassungshypothese und die Schätzung der ersten Differenz der Geldnachfrage im Rahmen von Fehlerkorrekturmodellen ökonomisch auf dieselbe Begründung zurückzuführen ist, nämlich auf die wegen der Existenz von Anpassungskosten verzögerte Anpassung von tatsächlichen Größen an gewünschte.

Es gibt verschiedene Möglichkeiten, die Koeffizienten von Fehlerkorrekturmodellen ökonometrisch zu schätzen. Allen Schätzverfahren ist gemein, daß mit Hilfe von Stationaritätstests zunächst überprüft werden muß, ob die im Fehlerkorrekturmodell verwendeten Niveauvariablen integriert vom gleichen Grade sind. Ist dies der Fall, so kann man zunächst dem zweistufigen Vorgehen von Engle und Granger [1987, S. 260–264] folgend die Koeffizienten der in Niveaus formulierten Langfristbeziehung

$$(33) \quad LXMLR_t = \beta X_t + Z_t$$

mit der Methode der kleinsten Quadrate schätzen. Erweist sich das Residuum Z_t bzw. der Fehlerkorrekturterm einem Augmented Dickey-Fuller-Test zufolge als stationär, so paßt sich $LXMLR$ im Zeitablauf X an und die beiden Zeitreihen sind kointegriert. Dann kann man den um eine Periode verzögerten Fehlerkorrekturterm zur Erklärung der Zuwachsrate der endogenen Variablen heranziehen:

$$(34) \quad \Delta_1 LXMLR_t = (\bar{b}_0 - 1) Z_{t-1} - \sum_{j=1}^{q-1} \bar{b}_j \Delta_1 LXMLR_{t-j} - \sum_{j=1}^{p-1} \bar{a}_j \Delta_1 X_{t-j}.$$

Die Schätzung des Fehlerkorrekturmodells eröffnet die Möglichkeit, Kremers et al. [1992] folgend dadurch auf Kointegration zu testen, daß man die Signifikanz des Koeffizienten des Fehlerkorrekturterms überprüft. Die Autoren zeigen, daß ein solcher Kointegrationstest im Gegensatz zu den oben erwähnten Stationaritätstests des Fehlerkorrekturterms nicht die Gültigkeit der sogenannten "Common-factor"-Restriktion erfordert und somit eine höhere Güte aufweist.

Die Koeffizienten des Fehlerkorrekturmodells lassen sich auch einstufig bestimmen. Dazu schätzt man eine Gleichung (31) entsprechende Spezifikation. Den Kointegrationsparameter erhält man, indem man den Koeffizienten der verzögerten exogenen Variablen durch den der endogenen Variablen dividiert.

Nachdem erklärt worden ist, wie die Koeffizienten der Variablen eines Fehlerkorrekturmodells geschätzt werden können, ist die Frage offen, mit welcher zeitlichen Verzögerung die Zuwachsraten in den Schätzansatz aufgenommen werden sollen. Um das Problem der dynamischen Spezifikation zu lösen, propagieren die Vertreter des Kointegrationsansatzes die general-to-simple-Methode: Zunächst wird ein Modell geschätzt, in das — zusätzlich zum Fehlerkorrekturterm — die Zuwachsraten der endogenen und der exogenen Variablen der zurückliegenden fünf Quartale eingehen. Dieses Modell wird vereinfacht, indem schrittweise die Variablen, die keinen signifikanten Erklärungsbeitrag liefern, eliminiert werden [Gilbert, 1986, S. 287 f.]. Als Informationskriterium wird der Final Prediction Error (FPE) verwendet [Judge et al., 1985, S. 243 f.]. Vorteil der gewählten Spezifikationsmethode ist, daß kein bestimmter Anpassungsverlauf vorgegeben werden muß¹¹, sondern im Wege der statistischen Analyse derjenige ermittelt wird, der die tatsächlichen Daten am besten beschreibt.

¹¹ Bei Verwendung der partiellen Anpassungshypothese wird beispielsweise unterstellt, die Koeffizienten der verzögerten exogenen Variablen seien Elemente einer geometrischen Reihe. Vgl. S. 8.

3.3. Spezifikationstests

Typisch für neuere ökonometrische Arbeiten ist, daß alle dem Regressionsmodell zugrundeliegenden Annahmen überprüft werden. Im Gegensatz zu älteren Arbeiten, in denen oft nur t-Werte der erklärenden Variablen und eine Statistik zum Test auf Residuen-Autokorrelation erster Ordnung angegeben werden, zeichnen sich neuere Arbeiten durch eine vergleichsweise hohe Zahl durchgeführter Spezifikationstests aus.¹²

3.3.1. Test auf Unkorreliertheit der Residuen

Eine der Annahmen des linearen Regressionsmodells besagt, daß die Störvariablen u nicht miteinander korreliert sind:

$$(35) \quad E(u_i u_j) = 0 \text{ für } i \neq j, \text{ wobei } i = 1, \dots, T \\ j = 1, \dots, T.$$

Ist dies nicht der Fall, dann sind die mit Hilfe der Methode der kleinsten Quadrate berechneten Schätzwerte für die Koeffizienten des Regressionsmodells sowohl für endliche als auch für unendliche Stichprobenumfänge ineffizient. Außerdem ist die geschätzte Varianz-Kovarianz-Matrix der Störvariablen verzerrt und inkonsistent; die auf sie basierenden Tests, wie etwa der t- oder F-Test auf die Signifikanz des Erklärungsbeitrags exogener Variablen, sind nicht anwendbar.

In älteren Arbeiten wird die Gültigkeit der obigen Annahme üblicherweise mit Hilfe eines von Durbin und Watson [1951] vorgeschlagenen Tests überprüft. Sind verzögerte endogene Variablen im Schätzansatz enthalten, neigt er jedoch dazu, Autokorrelation zu häufig abzulehnen. Dies gilt nicht für den Lagrange-Multiplikator-Test nach Breusch [1978] und Godfrey [1978]. Ist Y die endogene und X die exogene Variable, so lautet die Nullhypothese des Tests, daß die Störvariablen (u_t) des Regressionsmodells

$$(36) \quad Y_t = \beta X_t + u_t$$

einem Prozeß weißen Rauschens folgen. Alternativhypothese ist, die Störvariable werde erzeugt durch einen autoregressiven Prozeß der Ordnung p

¹² Hendry [1993, S. 27], ein bekannter Vertreter neuerer ökonometrischer Methoden, formuliert treffend: "The three golden rules of econometrics are test, test and test".

$$(37) \quad u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \dots + \rho_p u_{t-p}$$

oder einen moving-average Prozeß gleicher Ordnung

$$(38) \quad u_t = \xi_1 e_{t-1} + \xi_2 e_{t-2} + \dots + \xi_p e_{t-p},$$

wobei ξ_t ein Prozeß weißen Rauschens ist.

Um eine Teststatistik abzuleiten, werden zunächst die Parameter von Gleichung (36) — man unterstellt also die Gültigkeit der Nullhypothese — geschätzt. Anschließend wird das Residuum \hat{u}_t benutzt, um die Parameter des folgenden Ansatzes

$$(39) \quad \hat{u}_t = \beta X_t + \rho_1 \hat{u}_{t-1} + \dots + \rho_p \hat{u}_{t-p}$$

zu schätzen. Bei Gültigkeit der Nullhypothese

$$(40) \quad \rho_1 = \dots = \rho_p = 0$$

folgt die Teststatistik

$$(41) \quad AC(p) = T \cdot R^2$$

einer Chi-Quadrat-Verteilung mit p -Freiheitsgraden, wobei T die Anzahl der Beobachtungen und R^2 das Bestimmtheitsmaß der geschätzten Testgleichung (39) ist.

Der Vorteil des Tests besteht darin, daß die Alternativhypothese für die Störvariablen vergleichsweise allgemeine Prozesse zuläßt [Maddala, 1992, S. 250 f.].

3.3.2. Test auf Homoskedastizität

Eine weitere Annahme des Regressionsmodells ist, daß die Varianz der Störvariablen im Zeitablauf konstant ist:

$$(42) \quad u_1^2 = u_2^2 = \dots = u_t^2 = \dots = u_T^2,$$

wobei $t=1, \dots, T$. Dies bezeichnet man als Homoskedastizität. Ist diese Annahme nicht erfüllt, so treten die gleichen Probleme wie im Fall miteinander korrelierter Störvariablen auf. In der Arbeit mit makroökonomischen Zeitreihen beobachtet man je-

doch häufig, daß die Varianz der Residuen von Informationen der Vergangenheit abhängt und somit nicht konstant ist. Dies gilt beispielsweise für das Modell

$$(43) \quad Y_t = \varepsilon_t h_t^{1/2},$$

wobei

$$(44) \quad h_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1}^2 \text{ und}$$

$$(45) \quad \text{Var}(\varepsilon_t) = 1.$$

Die bedingte Varianz der Störvariablen wird berechnet als

$$(46) \quad \text{Var}(\varepsilon_t | Y_{t-1}) = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1}^2.$$

Im Gegensatz zur unbedingten hängt die bedingte Varianz vom Wert der verzögerten endogenen Variablen ab. Die bedingte Varianz ist somit autokorreliert, die Residuen sind heteroskedastisch. Engle [1982, S. 988] bezeichnet dies als "autoregressive conditional heteroscedasticity" (ARCH). Der Vorteil dieses Konzepts von Heteroskedastizität liegt vor allem darin, daß keine exogenen Variablen spezifiziert werden müssen, deren Werte möglicherweise die Varianz der Störvariablen beeinflussen.

Im folgenden wird ein Lagrange-Multiplikator-Test vorgestellt, dessen Nullhypothese Homoskedastizität und dessen Alternativhypothese das Vorliegen eines ARCH-Prozesses ist. Zunächst schätzt man — ähnlich dem Breusch-Godfrey Lagrange-Multiplikator-Test — bei Gültigkeit der Nullhypothese die Parameter des Modells, dessen Störvariablen untersucht werden sollen. Mit Hilfe der Residuen werden in einem zweiten Schritt die Parameter der Gleichung

$$(47) \quad \hat{u}_t^2 = \beta_1 + \beta_2 \hat{u}_{t-1}^2$$

geschätzt. Um die Nullhypothese

$$(48) \quad \beta_2 = 0$$

zu testen, bildet man die Teststatistik

$$(49) \quad ARCH(1) = T \cdot R^2,$$

wobei T die Anzahl der Beobachtungen und R^2 das Bestimmtheitsmaß der geschätzten Testgleichung (47) ist. Bei Gültigkeit der Nullhypothese folgt $ARCH(1)$ einer Chi-Quadrat-Verteilung mit dem Freiheitsgrad 1.¹³

Liegt Heteroskedastizität vor, ist die nach der Methode der kleinsten Quadrate geschätzte Varianz-Kovarianz Matrix der Störvariablen verzerrt und inkonsistent. White [1980] hat ein Verfahren entwickelt, mit dessen Hilfe trotz Heteroskedastizität eine unverzerrte und konsistente Varianz-Kovarianz-Matrix geschätzt werden kann. Weichen die Elemente dieser Matrix signifikant von denen der nach der KQ-Methode geschätzten Matrix ab, ist Heteroskedastizität vorhanden [White, 1980, S. 822]. Im folgenden wird die Konstruktion einer Statistik erläutert, die dies testet.

Zunächst werden nach der Methode der kleinsten Quadrate die Residuen (u_t) des Regressionsmodells bestimmt. Sind Y eine endogene und X_1, X_2, \dots, X_k exogene Variablen, so wird in

$$(50) \quad \hat{u}_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \alpha_{i,j} X_{i,t} X_{j,t} + \varepsilon_t$$

getestet, ob die Bedingung

$$(51) \quad \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_{k(k+1)/2} = 0$$

erfüllt ist. Ist R^2 das Bestimmtheitsmaß der Testgleichung (50) und T die Anzahl der Beobachtungen, so folgt die Teststatistik

$$(52) \quad WHITE = T \cdot R^2$$

bei Gültigkeit der Nullhypothese einer Chi-Quadrat-Verteilung, wobei der Freiheitsgrad der Anzahl der Regressoren (ohne Konstante α_0) in Gleichung (50) entspricht. Enthält das zu untersuchende Regressionsmodell eine Konstante, gilt also $X_{1,t} = 1$, dann enthält die Testgleichung (50) eine überflüssige Konstante. Um die Parameter nach der Methode der Kleinsten Quadrate berechnen zu können, ist eine Konstante zu eliminieren und der Freiheitsgrad um eins zu reduzieren [White, 1980, S. 824 f]. Man

¹³ Vgl. Engle [1982, S. 1000]. Berücksichtigt man in Gleichung (47) allgemein um eine bis p Perioden verzögerte quadrierte Residuen, so spricht man von einem ARCH-Prozeß der Ordnung p . Die Teststatistik ist dann chi-quadrat-verteilt mit p Freiheitsgraden.

schätzt im Fall von vier erklärenden Variablen, wobei die erste eine Konstante ist, also folgende Testgleichung:

$$(53) \quad \hat{u}_i^2 = \alpha_0 + \alpha_1 X_{2,i} + \alpha_2 X_{3,i} + \alpha_3 X_{4,i} + \alpha_4 X_{2,i}^2 + \alpha_5 X_{3,i}^2 + \alpha_6 X_{4,i}^2 + \\ \alpha_7 X_{2,i} X_{3,i} + \alpha_8 X_{2,i} X_{4,i} + \alpha_9 X_{3,i} X_{4,i} + \varepsilon_i.$$

Das Beispiel macht deutlich, daß die erklärenden Variablen nur dann in linearer Form in die Testgleichung eingehen, falls eine der erklärenden Variablen eine Konstante ist. Ist dagegen im Regressionsmodell keine Konstante vorgesehen, dann werden in der Testgleichung nur die quadrierten exogenen Variablen sowie ihre Kreuzprodukte berücksichtigt.

Vorteil des Heteroskedastizitätstests ist nach White [1980, S. 826], daß die Art der Heteroskedastizität beispielsweise im Gegensatz zum Test von Goldfeld und Quandt [1965] nicht spezifiziert werden muß. Deshalb hat der Test eine hohe Güte gegenüber allen Formen von Heteroskedastizität. Problematisch ist hingegen, daß bei einer Zunahme der Anzahl k der Regressoren die Anzahl der Freiheitsgrade schnell sinkt. In der Testgleichung (53) werden die Regressoren, ihre Quadrate sowie die Anzahl aller aus den Regressoren gebildeten Zweier-Kombinationen berücksichtigt. Bei k Regressoren (inkl. Konstante) sind in der Testgleichung somit $\frac{k(k+1)}{2}$ Variablen (inkl. Konstante α_0) zu berücksichtigen. Ist beispielsweise $k = 7$, so besitzt die Testgleichung 28 Regressoren.

3.3.3. Test auf Normalverteilung der Residuen

Um mit Hilfe der Methode der kleinsten Quadrate effiziente und asymptotisch effiziente Schätzwerte abzuleiten, ist es nicht erforderlich, daß die Störvariable normalverteilt ist. Allerdings setzen dies die meisten Tests voraus. Beispielsweise ist der t-Test, daß der Einfluß einer exogenen Variablen gegen Null gesichert ist, ungültig, wenn die Störvariable nicht normalverteilt ist. Deshalb ist diese Hypothese zu testen.

Ein häufig verwendeter Normalitätstest ist von Bera und Jarque [1981] entwickelt worden. Ist eine Störvariable normalverteilt, dann gilt für die dritten und vierten Momente:

$$(54) \quad u_3 = E[e_i^3] = 0$$

$$(55) \quad u_4 = E[e_i^4] = 3\sigma^4, \text{ wobei } \sigma^2 = E[e_i^2].$$

Daraus folgt, daß die Schiefe einer normalverteilten Störvariablen

$$(56) \quad S = \frac{\mu_3}{\sigma^3}$$

gleich 0 und die Wölbung (Kurtosis)

$$(57) \quad K = \frac{\mu_4}{\sigma^4}$$

gleich 3 ist. Bera und Jarque [1981, S. 6] schlagen die Berechnung der Teststatistik

$$(58) \quad BJ = T \left(\frac{\hat{S}^2}{6} + \frac{(\hat{K} - 3)^2}{24} \right)$$

vor, wobei sich die Schätzwerte für die Schiefe und Wölbung folgendermaßen berechnen:

$$(59) \quad \hat{S} = \frac{\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \hat{u}_i^3}{\left(\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \hat{u}_i^2 \right)^{3/2}}$$

und

$$(60) \quad \hat{K} = \frac{\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \hat{u}_i^4}{\left(\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \hat{u}_i^2 \right)^2}.$$

Bei Gültigkeit der Nullhypothese, die Schiefe der Residuen-Verteilung sei gleich 0 und die Wölbung gleich 3, folgt die Teststatistik einer Chi-Quadrat-Verteilung mit zwei Freiheitsgraden.

3.3.4. Test auf Strukturkonstanz

Zusätzlich zu den bereits diskutierten Annahmen setzt das Regressionsmodell voraus, daß dessen Koeffizienten im Zeitablauf konstant sind. Um dies zu überprüfen, werden in der vorliegenden Arbeit zunächst Tests auf Kointegration verwendet: Sind mehrere Zeitreihen miteinander kointegriert, dann besteht zwischen ihnen eine langfristig stabile Beziehung [Hansen, 1993, S. 134]. Ein Test auf Kointegration läßt sich also als Test auf Stabilität interpretieren. Wird das Residuum der Langfristbeziehung zur Erklärung der Veränderung einer Variablen herangezogen, wird also ein Fehlerkorrekturmodell im Sinne von Granger [1987, S. 260 ff.] zweistufig geschätzt, so kann man die Stabilität der Parameter der dynamischen Gleichung anhand weiterer Tests untersuchen.

Ausgangspunkt der Definition von Strukturkonstanz im Sinne von Chow [1960, S. 595] ist ein Aufspalten des T Perioden umfassenden Gesamtzeitraums in zwei Teilperioden mit T^1 bzw. $T^2 = T - T^1$ Beobachtungen. Für $t = 1, \dots, T^1$ (erste Teilperiode) lassen sich die Daten beschreiben durch

$$(61) \quad Y_t = \beta_1^1 + \beta_2^1 X_{2,t} + \beta_3^1 X_{3,t} + \dots + \beta_k^1 X_{k,t} + u_t^1,$$

wobei k die Anzahl der erklärenden Variablen (inkl. Konstante) ist und die hochgestellte Ziffer die Teilperiode bezeichnet. Für $t = T^1 + 1, \dots, T$ gilt

$$(62) \quad Y_t = \beta_1^2 + \beta_2^2 X_{2,t} + \beta_3^2 X_{3,t} + \dots + \beta_k^2 X_{k,t} + u_t^2.$$

Strukturkonstanz ist gegeben, wenn

$$(63) \quad \begin{pmatrix} \beta_1^1 \\ \beta_2^1 \\ \vdots \\ \beta_k^1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_1^2 \\ \beta_2^2 \\ \vdots \\ \beta_k^2 \end{pmatrix}$$

gilt. Die zusammengesetzte Nullhypothese des Chow-Tests lautet also, daß sich die k Koeffizienten in zwei Teilperioden nicht unterscheiden.¹⁴ Zu beachten ist, daß innerhalb der Teilperioden Parameterkonstanz unterstellt ist. Chows Definition zufolge können sich Strukturbrüche also nur zwischen zwei Teilperioden ereignen. Diese Defi-

¹⁴ Es handelt sich also um k Restriktionen.

dition trägt nicht der Möglichkeit Rechnung, daß sich Koeffizienten über mehrere aufeinanderfolgende Perioden hinweg verändern.

Um empirisch auf Strukturkonstanz zu testen, wird zunächst das in Frage stehende Modell mit Hilfe der Daten des gesamten Zeitraums geschätzt und die Summe der quadrierten Residuen (SQR) berechnet. Anschließend wird der Schätzzeitraum an der Stelle, wo ein Strukturbruch vermutet wird, aufgespalten und die Parameter des Modells jeweils für die beiden Teilperioden geschätzt. Dabei ist T^1 (T^2) die Anzahl der Beobachtungen der ersten (zweiten) Teilperiode und SQR^1 (SQR^2) die für die erste (zweite) Teilperiode gebildete Summe der quadrierten Residuen. Aus den berechneten Größen wird die Teststatistik

$$(64) \quad CHOW^{split} = \frac{(SQR - SQR^1 - SQR^2)/k}{(SQR^1 + SQR^2)/(T^1 + T^2 - 2k)}$$

gebildet, wobei k die Anzahl der erklärenden Variablen (inkl. Konstante) ist. Im Zähler steht die Differenz der Abweichungsquadrate des bedingten Modells (kein Strukturbruch) und des unbedingten Modells (Strukturbruch zwischen den beiden Teilperioden) dividiert durch die Anzahl der Restriktionen. Im Nenner findet sich die Abweichungsquadratsumme des unbedingten Modells dividiert durch die Anzahl der Freiheitsgrade dieses Modells. Bei Gültigkeit der Nullhypothese folgt die Teststatistik einer F-Verteilung mit den Freiheitsgraden k und $(T^1 + T^2 - 2k)$ [Chow, 1960, S. 598].

Interpretieren läßt sich der Test folgendermaßen: Liegt ein Strukturbruch vor und schätzt man mit Hilfe aller Beobachtungen die Koeffizienten des Regressionsmodells, so dürfte das geschätzte Modell die Daten verhältnismäßig schlecht beschreiben, SQR ist also groß. Wird dagegen die Information über den Strukturbruch ausgenutzt und werden die Koeffizienten für die beiden Teilperioden getrennt geschätzt, so ist die Summe der quadrierten Residuen $SQR^1 + SQR^2$ kleiner als SQR . Der Zähler der Teststatistik und damit die Teststatistik selbst sind also größer als 0.

Der Chow-Splittest kann nicht durchgeführt werden, wenn in einer der beiden Teilperioden nicht genügend Beobachtungen vorhanden sind, um die Parameter des Modells zu schätzen. Dieses Problem wird relevant, wenn in der Nähe des Beginns oder des Endes einer Schätzperiode auf Strukturkonstanz getestet werden soll. In solchen Fällen verwendet man anstelle des Chow-Splittests üblicherweise den Chow-Forecasttest. Zunächst werden die Koeffizienten der Regressionsgleichung mit Hilfe aller T Beobachtungen geschätzt und die Summe der quadrierten Residuen (SQR) ge-

bildet. Anschließend wird das Modell für die S Perioden bis zum unterstellten Strukturbruch geschätzt und wiederum die Abweichungsquadratsumme (SQR^S) berechnet. Die Teststatistik

$$(65) \quad CHOW^{Forecast} = \frac{(SQR - SQR^S)/(T - S)}{SQR^S/(S - k)}$$

folgt einer F-Verteilung mit den Freiheitsgraden $T-S$ und $S-k$ [Gollnick, Thiel, 1980, S. 122–124]. Interpretieren läßt sich die Teststatistik ähnlich wie die des Chow-Splittests: Liegt ein Strukturbruch vor, ist SQR größer als SQR^S und die Teststatistik ist größer als Null.

Den beiden Versionen des Chow-Tests ist gemein, daß die Hypothese, zu einem bestimmten Zeitpunkt habe sich ein Strukturbruch ereignet, vorgegeben und damit ökonomisch begründet werden muß. Die Tests verlieren rasch an Güte, wenn der unterstellte Strukturbruch nicht mit dem "wahren" Strukturbruch übereinstimmt. Im folgenden werden Tests auf Strukturkonstanz vorgestellt, zu deren Durchführung der Zeitpunkt für einen möglichen Strukturbruch nicht vorgegeben werden muß.

Der sogenannte Cusum-Test basiert auf der Berechnung rekursiver Residuen. Bei T Beobachtungen und k erklärenden Variablen werden zunächst mit Hilfe der ersten k Beobachtungen die k Koeffizienten des Regressionsmodells geschätzt. Anschließend wird die Zahl der Beobachtungen um 1 erhöht und erneut der Vektor der Regressionskoeffizienten berechnet. Das Verfahren wird fortgesetzt, bis alle T Beobachtungen verwendet sind. Dadurch erhält man $T+1-k$ Schätzungen für den Koeffizientenvektor. Mit Hilfe der für jede Periode $t = k, \dots, T$ geschätzten Koeffizienten wird die abhängige Variable der jeweils kommenden Periode berechnet. Den sich bei dieser Ein-Perioden-Prognose ergebende Schätzfehler bezeichnet man, nachdem er skaliert worden ist, als rekursives Residuum. Dieses wird im folgenden formal definiert. Die $t \times k$ Matrix

$$(66) \quad \bar{X}_t \equiv \begin{bmatrix} 1 & X_{2,1} & X_{3,1} & \cdots & X_{k,1} \\ 1 & X_{2,2} & X_{3,2} & \cdots & X_{k,2} \\ \vdots & & & & \vdots \\ 1 & X_{2,t} & X_{3,t} & \cdots & X_{k,t} \end{bmatrix}_{t \times k}$$

enthält in jeder Spalte für die Periode 1 bis t die Werte einer der k erklärenden Variablen. Die erste Spalte steht für die Konstante. Der Vektor

$$(67) \quad \bar{Y}_t \equiv [Y_1, Y_2, \dots, Y_t]$$

stellt die Werte der zu erklärenden Variablen von Periode 1 bis t dar. Der Vektor

$$(68) \quad \hat{\beta}_t = (\bar{X}_t' \bar{X}_t)^{-1} \bar{X}_t' \bar{Y}_t \quad \text{für } t = k, \dots, T$$

enthält die nach der Methode der kleinsten Quadrate mit Hilfe der bis zum Zeitpunkt t verfügbaren Daten berechneten Schätzwerte der Regressionskoeffizienten.¹⁵ Der auf Basis von $\hat{\beta}_{t-1}$ ermittelte Einperiodenprognosefehler ist:

$$(69) \quad e_t = Y_t - X_t' \hat{\beta}_{t-1}$$

wobei der Vektor X_t für die Periode t die Werte der k erklärenden Variablen beinhaltet. Der Standardfehler des Prognosefehlers berechnet sich als

$$(70) \quad \sigma_t = \sqrt{1 + X_t' (\bar{X}_{t-1}' \bar{X}_{t-1})^{-1} X_t}$$

Der mit dem Standardfehler normalisierte Prognosefehler

$$(71) \quad w_t = \frac{Y_t - X_t' \hat{\beta}_{t-1}}{\sqrt{1 + X_t' (\bar{X}_{t-1}' \bar{X}_{t-1})^{-1} X_t}}, \quad t = k+1, \dots, T$$

bezeichnet man als rekursives Residuum [Brown, Durbin, Evans, 1975, S. 151]. Ändern sich in einem bestimmten Zeitpunkt t' die Koeffizienten des Regressionsmodells, so wird $w_{t'}$ vergleichsweise groß sein, da zur Schätzung der Koeffizienten nur Daten der ersten $t'-1$ Perioden eingehen, die Information über den Strukturbruch also nicht ausgenutzt wird. Anhand der Zeitreihe der rekursiven Residuen läßt sich somit ein visueller Eindruck von der Stabilität der Koeffizienten gewinnen. Um darüber hinaus die Hypothese der Parameterkonstanz testen zu können, schlagen Brown, Durbin und Evans [1975, S. 153] die Berechnung der Teststatistik

$$(72) \quad CUSUM_t = \frac{1}{\sigma} \sum_{j=k+1}^t w_j$$

¹⁵ $\hat{\beta}_k$ wird mit 0 Freiheitsgraden berechnet.

für $t = k+1, \dots, T$ vor, wobei $\hat{\sigma}$ die mit Hilfe aller T Beobachtungen geschätzte Standardabweichung

$$(73) \quad \hat{\sigma} = \sqrt{\frac{SQR}{T-k}}$$

ist. Nullhypothese des Tests ist

$$(74) \quad \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_T = \beta.$$

Im Unterschied zu Chow wird also nicht nur die Veränderung der Regressionskoeffizienten zwischen zwei Teilperioden betrachtet. Insofern basiert der Cusum-Test auf einer umfassenderen Definition von Strukturkonstanz. Die Nullhypothese der Strukturkonstanz wird abgelehnt, wenn die Teststatistik in mindestens einem Zeitpunkt die kritischen Werte

$$(75) \quad Z_t^{CUSUM} = \pm \left(a\sqrt{T-k} + \frac{2a(t-k)}{\sqrt{T-k}} \right)$$

über- bzw. unterschreitet. In Abhängigkeit von der marginalen Irrtumswahrscheinlichkeit schlagen Brown, Durbin und Evans [1975, S. 154] folgende Werte für den Koeffizienten a vor:

$$a = 1,143 \text{ für } 1 \text{ vH}$$

$$a = 0,948 \text{ für } 5 \text{ vH}$$

$$a = 0,850 \text{ für } 10 \text{ vH.}$$

Der Cusum-Test ist vor allem dazu geeignet, Veränderungen der Regressionskoeffizienten aufzudecken, die systematischer Natur sind. Schwanken die Werte der Koeffizienten dagegen eher zufällig, so ist der Cusum of Squares Test eine nützliche Ergänzung des Cusum-Tests. Im Gegensatz zum Cusum-Test gehen in diesen die rekursiven Residuen quadriert ein:

$$(76) \quad CUSUMSQ_t = \frac{\sum_{j=k+1}^t w_j^2}{\sum_{j=k+1}^T w_j^2}$$

für $t = k+1, \dots, T$. Gilt Strukturkonstanz, so läßt sich zeigen, daß die Teststatistik einen Erwartungswert von $(t-k)/(T-k)$ besitzt. Dies legt nahe,

$$(77) \quad Z_t^{CUSUMSQ} = \pm c_0 + (t-k)/(T-k)$$

als kritische Ober- bzw. Untergrenze zu verwenden [Brown, Durbin, Evans, 1975, S. 154]. Werte für c_0 können der Tabelle 1 bei Durbin [1969, S. 4] entnommen werden.

3.4. Simulationen

Unter einer Simulation versteht man die Lösung eines simultanen Mehrgleichungsmodells [Pindyck, Rubinfeld, 1991, S. 332]. Dieses besteht im Fall von zweistufig geschätzten Fehlerkorrekturmodellen aus jeweils einer Gleichung für Langfrist- und die Kurzfristbeziehung. Sollen anstelle der tatsächlichen bzw. historischen Werte für die verzögerten Zuwachsraten bzw. Niveaus der endogenen Variablen die simulierten verwendet werden (dynamische Simulation), benötigt man zusätzlich eine Definitionsgleichung, mit deren Hilfe aus der Veränderung der endogenen Variablen das Niveau dieser Variablen berechnet wird.

Um für das Niveau und die Zuwachsrate der endogenen Variablen sowie für den Fehlerkorrekturterm eine Zeitreihe zu berechnen, sind Werte für die exogenen Variablen sowie für die Koeffizienten des simultanen Gleichungssystems vorzugeben. Im Fall einer dynamischen Simulation benötigt man zusätzlich einige historische Beobachtungen der endogenen Variablen als Startwerte.¹⁶ Werden für die exogenen Variablen die historischen Werte verwendet, so handelt es sich um eine sogenannte historische dynamische Simulation.

Um die Ergebnisse einer historischen Simulation (\hat{X}) mit den tatsächlichen Werten (X) zu vergleichen, wird zunächst der mittlere absolute Prognosefehler

$$(78) \quad MAP = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |X_t - \hat{X}_t|$$

¹⁶ Im Ökonometrie-Programm TSP (Version 4.2. B) wird das Gleichungssystem mit Hilfe des SIML-Befehls gelöst, der eine Variante der Methode von Newton verwendet.

berechnet.

Neben dem *MAP* wird häufig die Wurzel aus dem mittleren quadratischen Prognosefehler ("root mean squared error")

$$(79) \quad RMSE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T (X_i - \hat{X}_i)^2}$$

angegeben. Der Wert des *MAP* ist nie höher als der des *RMSE*, da in dem erstgenannten Maß ausgeprägte Prognosefehler nicht stärker gewichtet werden.

Der Ausdruck unter dem Wurzelzeichen des *RMSE* läßt sich folgendermaßen umformen:

$$(80) \quad \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T (X_i - \hat{X}_i)^2 = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \left[(\hat{X}_i - X_{i-1}) - (X_i - X_{i-1}) \right]^2 \\ = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T (P_i - A_i)^2,$$

wobei P_i die prognostizierte und A_i die tatsächliche Änderung der Variablen ist. Weiter gilt nach Theil [1966, S. 29 f.]:

$$(81) \quad \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T (P_i - A_i)^2 = (\bar{P} - \bar{A})^2 + (s_p - s_A)^2 + 2(1-r) s_p s_A, \text{ wobei}$$

$$\bar{P} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T P_i, \quad \bar{A} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T A_i, \quad s_p = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T (P_i - \bar{P})^2},$$

$$s_A = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T (A_i - \bar{A})^2} \quad \text{und} \quad r = \frac{\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T (P_i - \bar{P})(A_i - \bar{A})}{s_p s_A}.$$

Der erste Summand der Zerlegungsgleichung ist gleich 0, wenn die prognostizierte und tatsächliche Veränderung im Durchschnitt übereinstimmen. Ist er ungleich 0, so werden die Veränderungen systematisch über- oder unterschätzt, die Prognose ist dann verzerrt ("bias"). Der zweite Summand nimmt den Wert 0 an, wenn die Standardabweichung der prognostizierten Veränderung mit der der tatsächlichen übereinstimmt.

Prognosefehler, die den zweiten Summanden positiv werden lassen, gehen auf Unterschiede in der Variabilität ("unequal variation") der prognostizierten und tatsächlichen Änderungen zurück. Der dritte Summand ist gleich 0, wenn der Korrelationskoeffizient zwischen prognostizierter und tatsächlicher Änderung den Wert eins annimmt bzw. wenn die Kovarianz dieser Größen

$$(82) \quad \text{cov}_{P,A} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (P_t - \bar{P})(A_t - \bar{A})$$

ihren maximalen Wert, das Produkt der beiden Standardabweichungen, erreicht. Prognosefehler werden in diesem Fall also von einer unvollständigen Kovarianz ("incomplete covariation") zwischen prognostizierter und tatsächlicher Veränderung verursacht.

Um die Summe der drei Fehlerkomponenten auf 1 zu normieren, dividiert man Gleichung (81) durch den Ausdruck auf der linken Seite. Man erhält folgende Ungleichheitsverhältnisse ("inequality proportions"):

$$(83) \quad UM = \frac{(\bar{P} - \bar{A})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (P_t - A_t)^2}$$

$$US = \frac{(s_P - s_A)^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (P_t - A_t)^2}$$

$$UC = \frac{2(1-r)s_P s_A}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (P_t - A_t)^2},$$

wobei UM als Verzerrungs-Verhältnis, US als Varianz-Verhältnis und UC als Kovarianz-Verhältnis bezeichnet werden.

Die ersten beiden Verzerrungsverhältnisse sind systematischer Art. Sie sollten verglichen mit dem dritten Verhältnis, das auf Zufallsfehler zurückgeht, möglichst klein sein [Hujer, Cremer, 1978, S. 267].

Bisher sind historische Simulationen betrachtet worden. Ändert man jedoch die tatsächlichen Werte der exogenen Variablen, so bezeichnet man die Lösung des Gleichungsmodells als Schocksimulation. Da sich Schocks in der Regel über mehrere Perioden auswirken, werden im folgenden dynamische Simulationen durchgeführt [Wallis, Whitley, 1992, S. 13]. Die Differenz zwischen der Zeitreihe einer endogenen Variablen, die das Ergebnis einer Schocksimulation ist, und einer, die aus einer historischen Simulation stammt, beschreibt anschaulich, wie eine bestimmte endogene Variable auf eine Änderung einer oder mehrerer exogener Variablen reagiert.¹⁷ Dieses Verfahren eignet sich insbesondere für Fehlerkorrekturmodelle, da diese Mehrgleichungsmodelle sind und sich somit die Reaktion der endogenen Variablen auf eine Änderung der exogenen Variablen nicht mehr unmittelbar anhand der geschätzten Koeffizienten ablesen läßt.

In der angewandten empirischen Wirtschaftsforschung werden Simulationen darüber hinaus häufig benutzt, um die Güte der Modellspezifikation zu beurteilen. Pagan [1989] zeigt jedoch, daß in einer Simulation nicht mehr Informationen enthalten sind als in den Residuen einer Schätzgleichung. Es reicht somit aus, die Schätzgleichung allein mit Blick auf die Residuen zu spezifizieren.

4. Geldmengen und Bestimmungsgründe der Geldnachfrage — Möglichkeiten ihrer Quantifizierung

Um angesichts einer begrenzten Anzahl von Beobachtungen über ausreichend Freiheitsgrade zur Schätzung der Koeffizienten eines Regressionsansatzes zu verfügen, ist der empirische Wirtschaftsforscher gezwungen, die endogene Variable durch möglichst wenige exogene Variablen zu erklären.

Einer Vielzahl empirischer Studien folgend wird in dieser Arbeit die reale Geldnachfrage durch ein Maß für das Transaktionsvolumen und eines für die Opportunitätskosten der Geldhaltung erklärt.¹⁸ Damit werden einige von der Theorie vorgeschla-

¹⁷ Grundsätzlich ist zu bedenken, daß in der Realität die Änderung einer einzigen exogenen Variablen andere exogene Variablen beeinflußt. Nimmt etwa das Bruttoinlandsprodukt zu und ist dieses Argument der Reaktionsfunktion der Notenbank, so dürften sich auch die Geldmarktzinsen verändern. Wallis und Whitley [1992, S. 10] berücksichtigen dies, indem sie das Modell um Reaktionsfunktionen ergänzen.

¹⁸ Der Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung [1994, S. 131] erklärt die reale Geldmenge durch das reale Bruttosozialprodukt und eine Zinsdifferenz. Ähnlich verfahren beispielsweise Mehra [1991, S. 4] und Tödter [1994, S. 338].

gene Einflußgrößen vernachlässigt: So verwenden Baumol [1952] und Tobin [1956] den Lagerhaltungsansatz, um die Nachfrage nach Transaktionskasse zu erklären. Dieser Theorie zufolge, wird umso weniger Geld gehalten, je höher die Kosten sind, die beim Tausch von nicht-monetären Vermögensgegenständen in Geld entstehen. Empirisch relevant wird dieses Argument, wenn sich die Transaktionskosten etwa durch die Einführung von Cash-Management-Techniken im Unternehmensbereich ändern. Allerdings ist es in der Regel aufgrund fehlender Daten nicht möglich, solche Einflüsse zu quantifizieren [Göldfeld, Sichel, 1990, S. 323]. Weiterhin wird nicht berücksichtigt, daß die Wirtschaftssubjekte ihr Vermögen auf verschiedene Anlageformen, darunter Geld, so aufteilen, daß der Nutzen, der vom Ertrag und dem Risiko des Vermögens abhängt, maximiert wird [Tobin, 1958]. Demzufolge kann man die Geldnachfrage durch Vermögen, die Eigenschaften der Nutzenfunktion, die Erträge einzelner Anlageformen sowie durch deren Streuung erklären. Das Nicht-Berücksichtigen dieser Argumente ist unter empirischen Gesichtspunkten vertretbar, wenn der Ansatz, der aus Gründen einer sparsamen Parametrisierung die Geldnachfrage nur durch das Transaktionsvolumen und die Opportunitätskosten erklärt, wohlspezifiziert ist.

Im folgenden wird diskutiert, welche Größen für die Geldmengen, das Preisniveau, das Transaktionsvolumen sowie die Opportunitätskosten der Geldhaltung für Deutschland verwendet werden sollen. Dabei werden grundsätzlich bis zu Beginn der Wirtschafts- und Währungsunion mit der ehemaligen DDR am 1. Juli 1990 westdeutsche und für die folgenden Perioden gesamtdeutsche Daten verwendet.

4.1. Die Geldmengenaggregate

Zunächst werden die zur Berechnung nominaler Summen-Geldmengenaggregate sowie nominaler zinsgewichteter Geldmengenaggregate erforderlichen Geldmengen- und Zinsdaten beschrieben.

- Geldmengen: Beim nominalen Zahlungsmittel M_1 handelt es sich um umlaufende DM-Noten und -Münzen ohne die Kassenbestände inländischer Geschäftsbanken sowie um Sichteinlagen inländischer Nichtbanken bei inländischen Geschäftsbanken und der Bundesbank. Bargeldumlauf und Sichteinlagen werden addiert, da für Sichteinlagen eine Verzinsung von 0 vH angenommen wird. M_1 entspricht also dem offiziellen Summenaggregat $SM1$. Beim nominalen Zahlungsmittel M_2 handelt es sich um Termineinlagen inländischer Nichtbanken bei inländischen Geschäftsbanken mit einer Befristung von einem bis unter vier Jahren. Das nominale Zahlungsmittel M_3 umfaßt Spareinlagen inländischer Nichtbanken bei inländi-

schen Geschäftsbanken mit dreimonatiger Kündigungsfrist.¹⁹ Alle Daten sind nicht-saisonbereinigte Monatsendbestände. Durchschnitte etwa für den laufenden Monat werden berechnet, indem das arithmetische Mittel aus dem Endwert des laufenden und dem des vorangegangenen Monats gebildet wird.

- Zinsen: Um die Nutzungskosten gemäß Gleichung (7) zu berechnen, verwendet man als Anleiherendite R nicht-saisonbereinigte Werte der Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere. Nach Barnett, Spindt [1982, S. 3 u. 9] soll sich R auf einen vollständig illequiden Vermögensgegenstand beziehen, der ausschließlich dazu dient, Vermögen zwischen den einzelnen Planungsperioden zu transferieren. Sie empfehlen, eine Rendite auf langfristige Anleihen zu verwenden. Für die Eigenverzinsung r_1 von in M_1 enthaltenen Zahlungsmitteln wird in Ermangelung statistischer Erhebungen ein Wert von Null angesetzt. Als Maß für r_2 wird der Habenzins für Festgelder mit vereinbarter Laufzeit von einem Monat bis drei Monate einschließlich und einem Anlagebetrag von 100 000 DM bis unter 1 Mill. DM gewählt.²⁰ Für r_3 werden die Habenzinsen von Spareinlagen mit dreimonatiger Kündigungsfrist verwendet.²¹ Alle Zinsdaten liegen als Monatsdurchschnitte ab Februar 1975 vor. Geldmengen und Zinsen werden laufend im Monatsbericht der Deutschen Bundesbank veröffentlicht.

Mit Hilfe der Daten für Zahlungsmittel und Nutzungskosten werden gemäß Gleichung (9) folgende Parameter der Cobb-Douglas- M_2 -Aggregationsfunktion geschätzt:

$$(84) \quad CM2_t = M_{1,t}^{0,8148} M_{2,t}^{0,1852}$$

Für den impliziten Index der Nutzungskosten von CM_2 gilt:

$$(85) \quad CP2_t = \left(\sum_{i=1}^2 P_{i,t} M_{i,t} \right) / CM2_t$$

Weil die Nutzenfunktionen (1), (2) und (3) annahmegemäß rekursiv separabel sind, werden die Werte für CM_2 und CP_2 als Instrumentvariable zur Schätzung der Parameter von CM_3 benutzt:

¹⁹ Bis Juni 1993 Spareinlagen mit gesetzlicher Kündigungsfrist.

²⁰ In einzelnen Monaten übersteigt der Termingeldsatz die Umlaufrendite, wodurch die Nutzungskosten negativ werden. Um dies auszuschließen, wird die Umlaufrendite in allen Monaten um 0,5 Prozentpunkte angehoben.

²¹ Vgl. Fußnote 19.

$$(86) \quad CM3_t = CM2_t^{0,6342} M_{3,t}^{0,3658}$$

Die Parameter der *CES-M2*-Aggregationsfunktion werden gemäß (11) geschätzt:

$$(87) \quad CESM2_t = [M_{1,t}^{-6,5542} + 0,0231 M_{2,t}^{-6,5542}]^{-0,1526}$$

Verwendet man die Werte für *CESM2* und die des impliziten Indexes der Nutzungskosten, so ergibt sich für *CESM3*:

$$(88) \quad CESM3_t = [CESM2_t^{-0,3603} + 0,4954 M_{3,t}^{-0,3603}]^{-2,7755}$$

Zinsgewichtete Geldmengenaggregate auf Basis statistischer Mengenindizes (Törnqvist- bzw. Fisher-Index) lassen sich mit Hilfe der oben beschriebenen Daten sowie unter Beachtung der rekursiven Separabilität der Nutzenfunktionen gemäß (13) bzw. (14) berechnen.²²

Um die zinsgewichteten Geldmengenaggregate mit den entsprechenden Summenaggregaten vergleichen zu können, werden die Werte der zinsgewichteten Aggregate im Februar 1975 den Werten der entsprechenden Summenaggregaten gleichgesetzt. Nachfolgende Werte für die zinsgewichteten Aggregate werden mit Hilfe der nicht normalisierten Reihen berechnet.

Die monatlichen Werte für Summen- und zinsgewichtete Geldmengenaggregate werden zu Quartalswerten konvertiert, saisonbereinigt und anschließend logarithmiert.

4.2. Das Preisniveau

Das Preisniveau kann auf verschiedene Weisen gemessen werden. Für Deutschland gibt es zum einen nach Laspeyres und zum anderen nach Paasche berechnete Preisindizes. Die Preisindizes für die Lebenshaltung, für gewerbliche Produkte etc. werden nach dem erstgenannten Verfahren ermittelt und monatlich ausgewiesen. Bei den für die Verwendungsseite des Inlandsprodukts im Rahmen der Volkswirtschaftlichen

²² Die Werte des Fisher-Geldmengenindexes unterscheiden sich von denen des Törnqvist-Indexes nur im Nachkomma-Bereich, da beide Indizes superlativisch sind. Deshalb wird im folgenden nur der Törnqvist-Index untersucht [Krämer, 1994a, S. 42 f.].

Gesamtrechnungen (VGR) berechneten Preisindizes handelt es sich um Paasche-Indizes (Deflatoren); sie werden quartalsweise ausgewiesen.

Mit Hilfe eines Preisindexes sollen Geldmengen deflationiert werden. Da in der vorliegenden Arbeit die gesamtwirtschaftliche Geldnachfrage erklärt werden soll, ist ein Preisindex zu wählen, der sich auf die gesamtwirtschaftliche Produktion bezieht. Die nach Laspeyres berechneten Indizes sowie die für einzelne Verwendungskomponenten des Bruttoinlandsprodukts ausgewiesenen Deflatoren erfüllen diese Anforderung nicht. Außerdem ist zu bedenken, daß der Preisindex für die Lebenshaltung und der für gewerbliche Produkte nicht für Gesamtdeutschland vorliegen. Im folgenden wird das Preisniveau durch den Deflator des Bruttoinlandsprodukts (BIP) gemessen, der im Durchschnitt des Jahres 1991 den Wert 100 besitzt. Die zur Berechnung des gesamtdeutschen Deflators erforderlichen Quartalsdaten des ostdeutschen BIP-Deflators, der im Durchschnitt des Jahres 1991 ebenfalls auf 100 indexiert ist, stammen aus der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung des DIW.²³ Die Reihe des west- bzw. gesamtdeutschen Deflators wird logarithmiert und saisonbereinigt.²⁴

4.3. Das Transaktionsvolumen

Ein Teil der Zahlungsmittelbestände wird gehalten, um während einer Periode Transaktionen durchführen zu können. Das Volumen von Transaktionen wird in der empirischen Makroökonomik üblicherweise durch

- das laufende Einkommen in konstanten Preisen,
- das permanente Einkommen in konstanten Preisen oder
- das Vermögen

gemessen [Goldfeld, Sichel, 1990, S. 318]

Als Maß für das laufende Einkommen in konstanten Preisen wird meist das reale Bruttoinlandsprodukt verwendet. Dagegen werden zahlreiche Einwände geltend gemacht [Goldfeld, 1992, S. 619]:

²³ Vgl. Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung [1994]. Das Statistische Bundesamt macht im Rahmen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen für Ostdeutschland keine Angaben für das dritte und vierte Quartal 1990.

²⁴ Verwendet wird im folgenden das im Ökonometrie-Programm TSP (Version 4.2 B) implementierte multiplikative Saisonbereinigungsverfahren.

1. Das Bruttoinlandsprodukt mißt nur die sogenannte letzte Güterverwendung. Die zur Befriedigung der Zwischennachfrage erbrachten Vorleistungen bleiben dagegen unberücksichtigt. Dies wäre unproblematisch, wenn die Input-Koeffizienten²⁵ der einzelnen Sektoren einer Volkswirtschaft im Zeitablauf konstant blieben. Dies ist im allgemeinen jedoch nicht der Fall [Schumann, Pörting, 1986, S. 2]. So senken beispielsweise neue materialsparende Techniken die Input-Koeffizienten, während die vor allem in letzter Zeit forcierte Auslagerung von nicht zum Kerngeschäft der Unternehmen gehörenden Aktivitäten die Koeffizienten erhöhen dürften.
2. Das Bruttoinlandsprodukt mißt nicht den Austausch von bestehenden Gütern wie etwa Bauten.
3. Zum Bruttoinlandsprodukt zählen nicht die Transaktionen, die ohne Gegenleistung erbracht werden, also Transfers. Vorstellbar wäre, daß der Zahlungsmittelbedarf für sich genommen steigt, wenn der Staat zusätzlich Transfers an private Haushalte leistet.
4. Nicht alle im Bruttoinlandsprodukt zusammengefaßten Transaktionen benötigen gleich viel Zahlungsmittel. So wird vielfach vermutet, zur Befriedigung des privaten Konsums sei vergleichsweise viel Geld erforderlich. Deutlich wird die Kritik insbesondere für die Lagerinvestitionen: Senken die Unternehmen ihre Lagerbestände, reduziert dies für sich genommen das Bruttoinlandsprodukt, obwohl die Liquidisierung von Lagerbeständen eine monetäre Transaktion ist. Mit der Kritik an aggregierten Transaktionsmaßen ist die Forderung verbunden, die Zahlungsmittelnachfrage für unterschiedliche Transaktionen getrennt zu erklären.

Das permanente Einkommen als Durchschnitt des laufenden und zukünftigen Einkommens wird häufig als Ersatzmaß für Vermögen verwendet. Unterstellt man nämlich eine adaptive Erwartungsbildung, entspricht das permanente dem erwarteten Einkommen und letzteres wiederum dem abgezinnten Vermögen [Laidler, 1993, S. 100 f.]. Da laufendes und permanentes Einkommen hoch korreliert sind, lassen sich mit ihnen recht ähnliche Ergebnisse erzielen [Goldfeld, 1992, S. 619].

In einigen Studien werden direkt Maße für das Vermögen verwendet. Problematisch ist, daß Humankapital, mit dem Arbeitseinkommen erzielt werden, nur schwer gemessen werden kann. Judd und Scadding [1982, S. 1008] stellen zusammenfassend

²⁵ Nachfrage eines Sektors nach einem bestimmten Zwischenprodukt geteilt durch den Output dieses Sektors.

fest, daß die Berücksichtigung von Vermögen keinen wesentlichen Beitrag zu einer besseren empirischen Erklärung der Geldnachfrage leistet.

Die verschiedenen Möglichkeiten, das Transaktionsvolumen zu messen, sind also mehr oder weniger mit Mängeln behaftet. Da Angaben für das Bruttoinlandsprodukt vergleichsweise leicht verfügbar sind, dürfte dies der Grund dafür sein, daß dieses Maß in der Mehrzahl der Studien zur Geldnachfrage verwendet wird.²⁶ Möchte man nach der Wirtschafts- und Währungsunion mit der ehemaligen DDR die gesamtdeutsche Geldnachfrage erklären, scheidet das Vermögen als Maß für das Transaktionsvolumen ohnehin aus, da für Ostdeutschland Werte für das Sachanlagevermögen nicht erhoben werden. Im weiteren Verlauf der Arbeit wird das Transaktionsvolumen durch das Bruttoinlandsprodukt in Preisen von 1991 gemessen. Quartalsdaten für Ostdeutschland stammen aus der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung [1994]. Die Reihe des west- bzw. gesamtdeutschen Bruttoinlandsprodukts wird von saisonalen Einflüssen bereinigt und anschließend logarithmiert.

4.4. Die Opportunitätskosten der Geldhaltung

Unter den Opportunitätskosten der Geldhaltung versteht man den Ertrag, der erzielt wird, wenn anstelle von Geld andere Aktiva gehalten werden. Grundsätzlich ist also die Differenz zu bilden zwischen dem Ertrag auf eine nicht-monetäre Anlageform und dem Ertrag, der durchschnittlich für das Halten von Zahlungsmitteln erzielt wird. Während die Eigenverzinsung von Zahlungsmitteln verhältnismäßig einfach zu ermitteln ist, wird die Frage, was als nicht-monetäre Anlageform betrachtet wird, kontrovers diskutiert.

In der keynesianischen Theorie werden in erster Linie kurzfristige Finanzanlagen als Alternative zur Haltung von Zahlungsmitteln gesehen. Als Maße werden häufig Renditen auf festverzinsliche Wertpapiere mit kurzen Restlaufzeiten oder Erträge auf Termin- oder Spareinlagen verwendet. In der neoquantitätstheoretischen Theorie werden dagegen langfristige Finanzanlagen, Sachkapital oder Güter als Alternativanlage betrachtet. Deren Ertrag wird beispielsweise gemessen durch Renditen auf festverzinsliche Wertpapiere mit langen Restlaufzeiten oder Erträge auf Aktien [Goldfeld, 1992, S. 619]. Werden Güter als Alternative zur Geldhaltung aufgefaßt, so ist die Inflations-

²⁶ Vgl. etwa Hendry, Ericsson [1991, S. 23].

rate als erklärende Variable zu berücksichtigen [Friedman, 1956, S. 7/8]. Dies dürfte vor allem für Länder relevant sein, deren Finanzsektor schwach ausgeprägt ist.

Die in dieser Arbeit verwendeten zinsgewichteten Geldmengenaggregate basieren auf der Berechnung von Nutzungskosten gemäß Beziehung (7). Diese stellen Opportunitätskosten für ein bestimmtes Zahlungsmittel dar. Im Sinne eines konsistenten Vorgehens sind die Nutzungskosten nicht nur bei der Aggregation der Zahlungsmittelbestände, sondern auch zur Erklärung der Geldnachfrage zu verwenden [Barnett, Offenbacher, Spindt, 1981, S. 52]. Um aus den Nutzungskosten der einzelnen Zahlungsmittelbestände (P_l) ein Nutzungskostenaggregat (XPL)²⁷ zu bilden, berechnet man dieses implizit, d.h. mit Hilfe der Zahlungsmittelbestandsaggregate:

$$(89) \quad XPL_t = \frac{\sum_{l=1}^L P_{l,t} M_{l,t}}{XML_t}$$

Da in P_l als Anleihezins die Umlaufrendite für festverzinsliche Wertpapiere eingeht, handelt es sich bei den Nutzungskostenaggregaten um Opportunitätskostenmaße, die der neoquantitätstheoretischen Richtung zuzurechnen sind. Die Werte der Nutzungskostenaggregate gehen in die weiteren Berechnungen nicht-logarithmiert ein.

5. Empirische Ergebnisse

Die Art der ökonometrischen Analyse hängt entscheidend von den statistischen Eigenschaften der Zeitreihen ab. Beispielsweise läßt sich ein Fehlerkorrekturmodell nur dann schätzen, wenn die Variablen der Langfristbeziehung integriert vom gleichen Grade sind.

5.1. Die statistischen Eigenschaften der Zeitreihen

Im folgenden wird mit Hilfe von Dickey-Fuller (DF) bzw. Augmented Dickey-Fuller-Tests (ADF) überprüft, ob das reale BIP sowie die Geldpreisindizes integriert vom

²⁷ Der Buchstabe X steht für das Aggregationsverfahren, P für Nutzungskosten. Die Zahl dahinter gibt an, mit welchem der drei offiziellen Summenaggregate das jeweilige Aggregat vergleichbar ist (Aggregationsniveau).

Grade 1 sind.²⁸ Wie die obere Hälfte von Tabelle 1 zeigt, sind das Niveau des realen BIP sowie der Geldpreisindex für das Aggregationsniveau 1 nicht stationär. Bei den übrigen kann die Nullhypothese, die Niveaus der Zeitreihen lassen sich durch einen nicht-stationären Prozeß beschreiben, bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 oder 5 vH zurückgewiesen werden. Betrachtet man die ersten Differenzen der Zeitreihen (untere Hälfte von Tabelle 1), so läßt sich die Nullhypothese in nahezu allen Fällen bei

Tabelle 1 — Einheitswurzeltests für in Langfristbeziehung eingehende Variablen¹

Variable	Testspezifikation ²	AC(1) ³	AC(4) ³	DF bzw. ADF ⁴
SP1	C,1	0,04	6,93	-2,09
SP2	C,3	0,12	3,53	-2,90*
SP3	C,4	0,57	4,20	-3,29**
TP2	C,3	0,59	2,12	-3,01**
TP3	C,3	0,05	2,65	-3,37**
CP2	C,3	0,35	2,32	-2,79*
CP3	C,3	0,07	2,74	-3,41**
CESP2	C,3	0,52	3,08	-2,75*
CESP3	C,3	0,09	2,90	-3,43**
LBIP91	C,T,4	1,67	6,99	-1,89
Δ_1 SP1	C,0	0,11	3,87	-6,04***
Δ_1 SP2	C,2	1,00	6,71	-3,60**
Δ_1 SP3	C,4	1,10	4,61	-4,58***
Δ_1 TP2	C,2	0,09	3,57	-3,76***
Δ_1 TP3	C,0	1,35	9,03	-7,23***
Δ_1 CP2	C,2	0,10	4,20	-3,75***
Δ_1 CP3	C,2	1,95	5,79	-3,88***
Δ_1 CESP2	C,2	0,05	5,07	-3,84***
Δ_1 CESP3	C,2	1,78	6,28	-3,91***
Δ_1 LBIP91	C,4	0,50	6,25	-3,21**

¹ Datenbasis: 75.2–93.3. — ² In der Testgleichung ist eine Konstante (C) bzw. ein linearer Trend (T) enthalten. Die Ziffer gibt die Anzahl der endogenen Lag-Variablen an. — ³ Breusch-Godfrey Lagrange-Multiplikator-Test auf Autokorrelation, Chi-Quadrat-Version, in Klammern die Ordnung des autoregressiven Prozesses. — ⁴ Dickey-Fuller- bzw. Augmented Dickey-Fuller Teststatistik. — * (**, ***) = signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH (5 vH, 1 vH).

²⁸ Krämer [1994b, S. 16] hat gezeigt, daß die mit dem BIP-Deflator bereinigten Geldmengen nach einmaliger Differenzenbildung stationär sind.

einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 vH zurückweisen. Es ist somit nicht eindeutig, ob die Geldpreisindizes integriert vom Grade eins und somit in einer Langfristbeziehung zu berücksichtigen sind. Experimentieren mit verschiedenen Spezifikationen zeigte jedoch, daß die Aufnahme der Geldpreisindizes die Stabilität der Langfristbeziehung erhöhte. In angewandten ökonometrischen Arbeiten werden bisweilen sogar als eindeutig stationär identifizierte Variablen in Kointegrationsbeziehungen berücksichtigt.²⁹

5.2. Schätzung von Langfristbeziehungen

Engle und Granger [1987, S. 260–264] folgend wird versucht, zur Erklärung der Nachfrage nach realen Geldmengen ein Fehlerkorrekturmodell zweistufig zu schätzen. Dazu werden zunächst die Parameter von

$$(90) \quad LXMLR_t = \beta_1 + \beta_2 LBIP_{91} + \beta_3 XPL_t + u_t$$

geschätzt. Da sowohl die reale, nach einem bestimmten Aggregationsverfahren gebildete Geldmenge als auch das reale *BIP* logarithmiert sind, handelt es sich bei β_2 um eine Elastizität: Steigt das reale *BIP* um 1 vH, so nimmt die reale Geldmenge langfristig um β_2 vH zu. Dagegen ist der Geldpreisindex nicht logarithmiert, so daß β_3 eine Semielastizität ist: Eine Erhöhung des Geldpreisindizes um einen Prozentpunkt läßt die reale Geldmenge langfristig um β_3 vH zunehmen.

Wie Tabelle 2 zeigt, haben die Elastizitäten und Semielastizitäten das theoretisch erwartete Vorzeichen. Die Elastizitäten der realen Geldmenge in bezug auf das reale *BIP* sind für zinsgewichtete Geldmengen etwas kleiner als für die entsprechenden Summenaggregate. Auffällig ist, daß die Semielastizität der realen Geldmenge in bezug auf den Geldpreisindex für zinsgewichtete Geldmengen des Aggregationsniveaus 3 deutlich höher ist als für *SM3*. Dies liegt vermutlich daran, daß Bargeld und Sichteinlagen in zinsgewichtete Geldmengen mit einem höheren Gewicht eingehen und deren Semielastizität somit der von *SM1* ähnelt.

²⁹ Vgl. beispielsweise Hansen [1993, S. 150].

Tabelle 2 — Schätzgleichungen langfristiger Geldnachfragefunktionen (ohne Dummy für deutsche Einheit) und Tests auf Kointegration¹

Zu erklärende Variable	$\hat{\beta}_2^2$	$\hat{\beta}_3^3$	Testspezifikation ⁴	AC(1) ⁵	AC(4) ⁵	DF bzw. ADF ⁶
LSM1R	1,54	-1,88	0	0,39	2,53	-4,11**
LSM2R	1,75	-1,14	1	0,99	4,52	-2,06
LSM3R	1,37	-1,47	0	1,68	6,80	-2,78
LTM2R	1,46	-1,51	0	0,01	1,94	-4,93***
LTM3R	1,19	-1,86	0	0,07	2,74	-2,77
LCM2R	1,62	-1,31	0	0,20	3,27	-4,73***
LCM3R	1,30	-1,94	0	0,05	2,91	-2,55
LCESM2R	1,66	-1,22	0	0,51	1,89	-4,13**
LCESM3R	1,32	-2,00	0	0,03	2,83	-2,28

¹ Schätzzeitraum 76.3–93.3, Schätzgleichung (90). — ² Geschätzte langfristige Elastizität der realen Geldnachfrage in bezug auf das reale BIP. — ³ Geschätzte langfristige Semi-Elastizität der realen Geldnachfrage in bezug auf den Geldpreisindex. — ⁴ Anzahl der im Testansatz einbezogenen endogenen Lag-Variablen. — ⁵ Breusch-Godfrey Lagrange-Multiplikatorstest auf Autokorrelation, Chi-Quadrat-Version, in Klammern die Ordnung des autoregressiven Prozesses. — ⁶ Dickey-Fuller- bzw. Augmented Dickey-Fuller Teststatistik. — *(**, ***) = signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH (5 vH, 1 vH).

Sind die Gleichungen für die unterschiedlichen Geldmengenaggregate geschätzt, werden die Residuen mit Hilfe eines Dickey-Fuller- bzw. Augmented Dickey-Fuller-Tests auf Stationarität untersucht. Der Schätzansatz wird solange um verzögerte endogene Variablen erweitert, bis die Residuen einem Prozeß weißen Rauschens folgen. Wie die letzte Spalte von Tabelle 2 zeigt, wird die Nullhypothese fehlender Kointegration für SM2 und die Geldmengen des Aggregationsniveaus 3 nicht zurückgewiesen. Folglich liegt für diese Geldmengen keine stabile Langfristbeziehung vor. Eine mögliche Ursache könnte die Wirtschafts- und Währungsunion mit der ehemaligen DDR am 1. Juli 1990 sein. Erweitert man also den obigen Schätzansatz um eine Dummy-Variable, die mit dem dritten Quartal 1990 beginnend den Wert 1 annimmt, so zeigt sich, daß außer für die Gleichung mit SM2 Kointegration gegeben ist (Tabelle 3). Für die CESM3- und CM3-Funktion ist die Irrtumswahrscheinlichkeit deutlich niedriger als für die auf TM3 und SM3 basierenden Geldnachfragefunktionen. Deshalb beziehen sich die folgenden

Schätzungen der Fehlerkorrekturmodelle für die Geldmengen des Aggregationsniveaus 3 auf eine Langfristbeziehung inkl. Dummy.³⁰

Tabelle 3 — Schätzgleichungen langfristiger Geldnachfragefunktionen (mit Dummy für deutsche Einheit) und Tests auf Kointegration¹

Zu erklärende Variable	$\hat{\beta}_2^2$	$\hat{\beta}_3^3$	Testspezifikation ⁴	AC(1) ⁵	AC(4) ⁵	DF bzw. ADF ⁶
LSM1R	1,52	-1,92	0	0,49	2,97	-4,08**
LSM2R	1,80	-1,04	1	0,97	4,58	-2,03
LSM3R	1,60	-1,19	0	0,56	5,42	-4,29**
LTM2R	1,43	-1,54	0	0,04	2,40	-4,95***
LTM3R	1,37	-1,74	1	0,28	2,84	-4,38**
LCM2R	1,67	-1,22	0	0,10	2,92	-4,88***
LCM3R	1,55	-1,63	1	0,27	3,09	-4,56***
LCESM2R	1,80	-0,82	0	0,22	1,40	-4,90***
LCESM3R	1,63	-1,40	1	0,35	3,16	-4,94***

¹ Schätzzeitraum 76.3–93.3, Schätzgleichung (90) erweitert um Dummy-Variable, die ab 90.3 gleich 1 ist.
² Geschätzte langfristige Elastizität der realen Geldnachfrage in bezug auf das reale BIP. — ³ Geschätzte langfristige Semi-Elastizität der realen Geldnachfrage in bezug auf den Geldpreisindex. — ⁴ Anzahl der im Testansatz einbezogenen endogenen Lag-Variablen. — ⁵ Breusch-Godfrey Lagrange-Multiplikator-test auf Autokorrelation, Chi-Quadrat-Version, in Klammern die Ordnung des autoregressiven Prozesses. — ⁶ Dickey-Fuller- bzw. Augmented Dickey-Fuller Teststatistik. — *(**, ***) = signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH (5 vH, 1 vH).

5.3. Schätzung von Fehlerkorrekturmodellen

Fehlerkorrekturmodelle werden geschätzt, indem das um eine Periode verzögerte Residuum der zuvor geschätzten Kointegrationsbeziehung, der Fehlerkorrekturterm (FKT), als zusätzliche Variable zur Erklärung der Zuwachsrates der realen Geldnachfrage benutzt wird:

$$(91) \quad \Delta_1 LXMLR_t = \beta_1 + \beta_2 FKT_{t-1} + \beta_3 \sum_{i=1}^5 \Delta_1 LXMLR_{t-i} + \beta_4 \sum_{i=0}^5 \Delta_1 LBIP91_{t-i} +$$

³⁰ Obwohl für SM2 nach Engle und Granger [1987] keine Kointegration vorliegt, wird für diese Geldmenge ein Fehlerkorrekturmodell geschätzt, weil dann zusätzlich nach Kremers et al. [1992] auf Kointegration getestet werden kann.

$$\beta_{5i} \sum_{i=0}^5 \Delta_1 XPL_{t-i} + \beta_6 D90.3 + u_t,$$

wobei $D90.3$ eine Dummy-Variable ist, die im dritten Quartal 1990 gleich 1 ist. Dies berücksichtigt, daß beginnend mit der Wirtschafts- und Währungsunion mit der ehemaligen DDR gesamtdeutsche Daten verwendet werden. Für die Geldmengen des Aggregationsniveaus 1 und 2 wird der Ansatz um eine Dummy-Variable erweitert, die im vierten Quartal 1992 den Wert 1 annimmt. $SM1$ hat in diesem Zeitraum äußerst stark zugenommen, da mit Hilfe von Bargeld Vermögen ins Ausland transferiert wurde, um so die Zinsabschlagsteuer, die zum 1.1.1993 eingeführt wurde, zu umgehen. Dagegen gingen die Termineinlagen stark zurück, und zwar um mehr als $SM1$ zunahm. Dies war wohl hauptsächlich eine Reaktion auf den starken Aufbau der Termingelder während der vorangegangenen Turbulenzen im Europäischen Währungssystem. Außerdem mag eine Rolle gespielt haben, daß vor allem Termineinlagen aus steuerlichen Gründen aufgelöst wurden [Deutsche Bundesbank, 1993a, S. 23].

Die Zahl der die Geldnachfrage erklärenden Variablen wird schrittweise reduziert, wobei der Final Prediction Error als Kriterium verwendet wird. Wie Tabelle 4 zeigt, weisen die Schätzungen angesichts der Verwendung erster Differenzen ein recht hohes Bestimmtheitsmaß auf, der Standardfehler der Regression beträgt rund 1 Prozentpunkt. Für das Aggregationsniveau 3 ist der Standardfehler der zinsgewichteten Aggregate leicht höher als der von $SM3$. Es zeigt sich weiter, daß die Ansätze wohlspezifiziert sind: Die Residuen sind frei von Autokorrelation erster und vierter Ordnung, sie sind bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH normalverteilt. Außerdem folgen die quadrierten Residuen keinem $ARCH(1)$ -Prozeß und werden nicht von den erklärenden Variablen, ihre Quadraten und Kreuzprodukten beeinflusst.³¹ Nur in der Schätzgleichung zur Erklärung der ersten Differenz der realen Geldmenge $CESM2$ signalisiert der White-Test das Vorhandensein von Heteroskedastizität. Für dieses Aggregat müssen die Schätzergebnisse also mit größerer Vorsicht interpretiert werden.³²

³¹ Im Fall von $CM3$ sind nicht genügend Freiheitsgrade vorhanden, um den White-Test durchzuführen.

³² Hall et al. [1990, S. 15–28] geben dem empirischen Wirtschaftsforscher folgenden Ratschlag: "Subject your theories and specifications to thorough scrutiny, but do not despair if your best efforts fail to produce an equation which passes all the tests. We know of no equation in the published literature which does so! Your judgement and good sense are still at a premium".

Tabelle 4 — Schätzgleichungen dynamischer Geldnachfragefunktionen¹

Zu erklärende Variable	Endogen Verzögerte ²	Δ_1 LBIP91 ²	Δ_1 XPL ²	FPE ³	R ² ⁴	SE ⁵	AC(1) ⁶	AC(4) ⁶	ARCH(1) ⁷	WHITE ⁸	BJ ⁹	χ^2_{FKT} ¹⁰
Δ_1 LSM1R ^{11,12}	1, 5	0, 2, 3	1, 4	1,59	75,04	1,17	0,37	3,04	0,15	53,00	3,47	-1,87*
Δ_1 LSM2R ^{11,12}	1, 3, 4	0, 2, 3	1	1,21	67,16	1,02	0,95	3,07	2,25	55,11	1,15	-3,58***
Δ_1 LSM3R	1, 4	0, 3, 4	.	0,96	72,33	0,93	0,13	5,58	0,14	27,62	5,50*	-2,05**
Δ_1 LTM2R ^{11,12}	1	0, 2, 3	.	1,30	70,41	1,08	0,01	2,40	0,73	27,23	0,74	-2,81***
Δ_1 LTM3R	1, 2, 4	0, 1, 4	.	1,51	69,98	1,15	0,80	3,08	1,02	40,46	0,30	-3,40***
Δ_1 LCM2R ^{11,12}	1, 3	0, 2	0, 4, 5	1,09	74,49	0,97	0,00	0,74	1,23	42,90	2,48	-1,68*
Δ_1 LCM3R	1, 4, 5	0, 3, 4, 5	2, 4	1,29	74,47	1,05	0,38	4,96	2,41	.	2,56	-1,13
Δ_1 LCESM2R ^{11,12}	1	0, 2, 3	.	1,70	64,82	1,23	0,25	3,87	1,90	40,86***	1,94	-2,26**
Δ_1 LCESM3R	1, 4	0, 3, 4	0, 4	1,65	69,50	1,20	1,35	3,98	0,78	50,36	1,33	-1,84*

¹ Schätzzeitraum 76.4–93.3, Schätzgleichung (91). — ² Die Ziffern geben die zeitliche Verzögerung an, mit der die jeweiligen Variablen in den Schätzansatz eingehen. — ³ Final prediction error multipliziert mit 10⁴. — ⁴ Bestimmtheitsmaß in vH. — ⁵ Standardfehler in Prozentpunkten. — ⁶ Breusch-Godfrey Lagrange-Multiplikator-test auf Autokorrelation, Chi-Quadrat-Version, in Klammern die Ordnung des autoregressiven Prozesses. — ⁷ Test auf ARCH(1)-Prozesse, Chi-Quadrat-Version. — ⁸ Heteroskedastizitätstest nach White. — ⁹ Normalitätstests nach Bera, Jarque. — ¹⁰ χ^2 -Statistik des Fehlerkorrekturterms. — ¹¹ Zusätzliche Dummy-Variablen für 92.4. — ¹² Ohne Langfrist-Dummy in Kointegrationsbeziehung. — * (**, ***) = signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH (5 vH, 1 vH).

Die Ergebnisse der Kointegrationstests anhand der t-Verhältnisse der Fehlerkorrekturterme stimmen im großen und ganzen überein mit den Resultaten der Tests nach Engle und Granger. Allerdings deutet das Verfahren nach Engle und Granger für *SM2* auf keine Kointegration hin, während die t-Statistik hochsignifikant ist. Gemessen am letztgenannten Test sind zinsgewichtete Geldmengen des Aggregationsniveaus 2 dem entsprechenden Summenaggregat also nicht überlegen. Weiter zeigt sich, daß im Gegensatz zum Test nach Engle und Granger für die *CM3*-Geldnachfragefunktion der Koeffizient des Fehlerkorrekturterms nicht signifikant von Null verschieden ist; für diese Geldmenge ist also nicht sicher, ob Kointegration vorliegt.

5.4. Stabilitätsuntersuchungen

In der Wirtschaftswissenschaft wird seit langem über die Frage diskutiert, ob die Geldnachfrage stabil ist. In letzter Zeit wird insbesondere für die Bundesrepublik Deutschland die Stabilität der Geldnachfrage angezweifelt.³³ Folgende Argumente werden häufig genannt:

1. Die Geldnachfrage der ostdeutschen Bevölkerung hat sich zum Zeitpunkt der Währungsumstellung wesentlich von der der westdeutschen Bevölkerung unterschieden. So bildeten die Ostdeutschen mangels Alternativen Geldkapital nahezu ausschließlich in Form von Spareinlagen. Außerdem war ihre Liquiditätsneigung vergleichsweise hoch [Neumann, 1991, S. 441]. Vorstellbar ist, daß sich diese Verhaltensweisen nur schrittweise denen in Westdeutschland angepaßt haben.
2. Westdeutschland leistet an Ostdeutschland in beträchtlichem Umfang Einkommenstransfers. Allein die öffentlichen Finanztransfers betragen 1993 152 Mrd. DM [Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute, 1994, S. 19]. Die zu deren Abwicklung benötigten Zahlungsmittel können nicht erklärt werden, wenn sich das Maß für das Transaktionsvolumen nur auf leistungswirtschaftliche Vorgänge bezieht.³⁴
3. Die Preisentwicklung in Ostdeutschland ist in den ersten Jahren nach der Währungsunion durch die Erhöhung administrierter Preise (vor allem Mieten und Heizkosten) geprägt worden. Dies war wirtschaftspolitisch gewollt, um die staatlich

³³ Dies hat den Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung [1994, S. 130-131] dazu veranlaßt, die Stabilität der Geldnachfrage ökonometrisch zu analysieren.

³⁴ Vgl. Abschnitt 4.3.

festgesetzten Preise den Marktpreisen anzunähern. Die Zunahme des nominalen Transaktionsvolumens erfordert zusätzliche Zahlungsmittel bzw. erhöht die Geldnachfrage [Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute, 1992, S. 31].

4. Die D-Mark wird nach dem Zusammenbruch der Sowjetunion zunehmend in Osteuropa als Parallelwährung verwendet, so daß die Nachfrage nach Bargeld nicht durch die üblichen Variablen erklärt werden kann.

Wie die oben durchgeführten Kointegrationstests zeigen, ist die Nachfrage nach Geldmengen des Aggregationsniveaus 3 langfristig nur dann stabil, wenn eine Dummy-Variable berücksichtigt wird, die mit dem dritten Quartal 1990 beginnend den Wert 1 annimmt. Folglich kann für diese Geldmengen unabhängig von der Art der Aggregation die Hypothese der langfristigen Strukturkonstanz zurückgewiesen werden.

Die Stabilität der Koeffizienten im Fehlerkorrekturmodell wird zunächst mit Hilfe von Chow-Tests untersucht. Deren Durchführung erfordert, den Zeitpunkt für einen Strukturbruch vorzugeben und ökonomisch zu begründen. Ein Strukturbruch könnte sich zum Jahreswechsel 1987/88 ereignet haben, als die Bundesbank ihr geldpolitisches Zwischenziel wechselte. Seither betrachtet sie anstelle der Zentralbankgeldmenge zu konstanten Reservesätze die Geldmenge $SM3$. Begründet hat dies die Bundesbank damit, daß die Geldmenge $SM3$ weniger bargeldlastig ist auf auf zins- und wechselkursbedingte Umbrüche nicht so ausgeprägt reagiert wie die Zentralbankgeldmenge [Deutsche Bundesbank, 1989, S. 38]. Diese Eigenschaften der beiden Geldmengen sind jedoch nicht erst seit 1988 bekannt. Ausschlaggebend dafür, daß das Zwischenziel zu Beginn des Jahres 1988 verändert wurde, dürfte jedoch gewesen sein, daß die Zentralbankgeldmenge in den Jahren 1986 und 1987 stärker gestiegen ist als von der Notenbank angestrebt worden war.³⁵ Offensichtlich hat sich die Notenbank von der pragmatischen Überlegung leiten lassen, eine Geldmenge zu finden, die sich leichter steuern läßt. Der Übergang zu $SM3$ stellt eine Änderung im Verhalten der Zentralbank dar. Dies kann andere makroökonomische Zusammenhänge ebenfalls verändern. Wie Tabelle 5 zeigt, unterscheiden sich die Koeffizienten der Fehlerkorrekturmodelle in den beiden Zeiträumen vor und nach dem Jahreswechsel 1987/88 in der Regel nicht signifikant. Allerdings läßt sich die Nullhypothese der Strukturkonstanz für $TM3$ — wenn auch nur bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH — zurückweisen.

³⁵ Vgl. Tabelle bei Deutsche Bundesbank [1993b, S. 110].

Tabelle 5 — Zur Stabilität von Geldnachfragefunktionen¹

Geldmengen- aggregat	Chow ² 87.4/88.1	Chow ³ 90.2/90.3	CUSUM ⁴	CUSUMSQ ⁵
LSM1R	1,45	1,29	s	s
LSM2R	1,54	1,24	s	s
LSM3R	0,96	1,07	s	s
LTM2R	0,46	0,70	s	s
LTM3R	1,80*	1,96**	s	s
LCM2R	0,85	0,90	s	s
LCM3R	1,66	1,61	s	s
LCESM2R	0,86	0,68	s	s
LCESM3R	0,95	1,07	s	s

¹ Schätzzeitraum 76.4–93.3, Fehlerkorrekturmodelle gemäß Tabelle 4. — ² Chow-Splittest auf Strukturbruch zwischen 87.4 und 88.1. — ³ Chow-Forecasttest auf Strukturbruch zwischen 90.2 und 90.3. — ⁴ CUSUM-Test auf Strukturbruch. — ⁵ Cusum of Squared-Test auf Strukturbruch. — (**, ***) = signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH (5 vH, 1 vH). — s = stabil, Irrtumswahrscheinlichkeit 10 vH.

Ein weiterer Strukturbruch könnte zur Jahresmitte 1990 stattgefunden haben, als in Ostdeutschland die D-Mark eingeführt wurde. Da seit dem dritten Quartal 1990 zu wenig Beobachtungen für eine getrennte Schätzung des Fehlerkorrekturmodells vorliegen, wird — anders als oben — die Prognoseversion des Chow-Tests verwendet. Wie Tabelle 5 zeigt, läßt sich die Hypothese der Strukturkonstanz — bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH — nur für *TM3* zurückweisen.

Zusätzlich zu den Chow-Tests wird die Strukturkonstanz im folgenden mit Hilfe von Cusum und Cusum of Squares Tests untersucht. Problematisch ist jedoch, daß in den Fehlerkorrekturmodellen Dummy-Variablen für das dritte Quartal 1990 und teilweise für das vierte Quartal 1992 enthalten sind. Das rekursive Residuum etwa für das dritte Quartal 1990 wird berechnet, indem die Koeffizienten des Fehlerkorrekturmodells auf Basis der Daten bis zum zweiten Quartal geschätzt und multipliziert werden mit den exogenen Variablen des dritten Quartals. Der Koeffizient der Dummy-Variablen ist somit unbestimmt, der Effekt des Gebietssprungs wird nicht berücksichtigt, so daß das rekursive Residuum im dritten Quartal 1990 einen extrem hohen Wert annimmt. Wegen der Kumulierung der rekursiven Residuen wird die Zeitreihe der Teststatistiken in jeder Periode verschoben, für die im Fehlerkorrekturmodell eine Dummy-Variable vorhanden ist. Dieser Effekt kann so stark sein, daß die kritischen Grenzen über- bzw.

unterschieden werden und die Nullhypothese der Strukturkonstanz zurückgewiesen wird. Um diese Verzerrungen auszuschalten, werden die Beobachtungswerte der endogenen Variablen des Fehlerkorrekturmodells im dritten Quartal 1990 und ggf. im vierten Quartal 1992 um den Wert der für den Gesamtzeitraum (76.4–93.3) geschätzten Koeffizienten der Dummy-Variablen korrigiert. Die rekursiven Residuen werden dann u.a. mit Hilfe der bereinigten Beobachtungen berechnet.

Die Schaubilder 1 und 2 zeigen exemplarisch für das TM3-Fehlerkorrekturmodell die Cusum und Cusum of squared Teststatistiken sowie die kritischen Werte. Die Darstellung beginnt im vierten Quartal 1978, weil mindestens acht Beobachtungen erforderlich sind, um ein rekursives Residuum zu berechnen. Die Cusum-Teststatistik weist weder nach dem Jahreswechsel 1987/88 noch nach der Wirtschafts- und Währungsunion mit der ehemaligen DDR eine signifikante Veränderung auf. Vielmehr schwankt die Teststatistik um die Nulllinie. Die Cusum of squared Teststatistik entwickelt sich weitgehend parallel zu den kritischen Werten und überschreitet diese nicht. Folglich können die beiden Tests — im Gegensatz zu den Chow-Tests — die Nullhypothese der Strukturkonstanz nicht zurückweisen. Dies gilt auch für die übrigen Fehlerkorrekturmodelle (Tabelle 5). Alles in allem sind also allenfalls für *TM3* leichte Zweifel an der Stabilität der Koeffizienten angebracht.

5.5. Simulationen

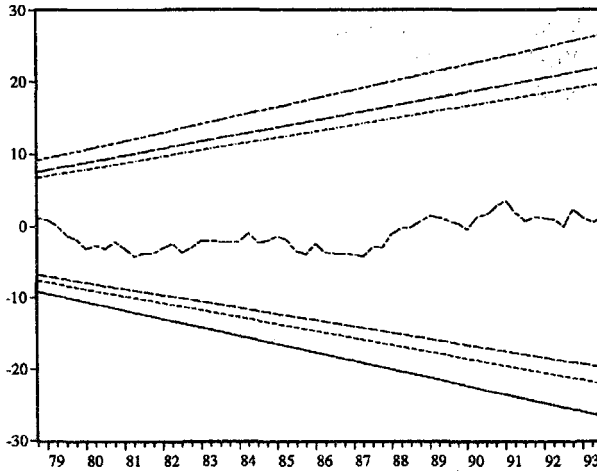
Die in Tabelle 4 angegebenen Werte für das Bestimmtheitsmaß und den Standardfehler der Regression werden berechnet, indem für die verzögerten endogenen Variablen die tatsächlichen Werte verwendet werden (statische historische Simulation). Im folgenden werden dagegen dynamische Simulationen durchgeführt. Die zuvor geschätzten Fehlerkorrekturmodelle bestehen aus drei Gleichungen³⁶:

$$(92) \quad FKT_t = LXMLR_t - \hat{\beta}_1^1 - \hat{\beta}_2^1 LBIP_{91,t} - \hat{\beta}_3^1 XPL_t - \hat{\beta}_4^1 D90.3 - 93.3$$

$$(93) \quad \Delta_1 LXMLR_t = \hat{\beta}_1^2 + \hat{\beta}_2^2 FKT_{t-1} + \hat{\beta}_3^2 \sum_{i=1}^5 \Delta_1 LXMLR_{t-i} + \hat{\beta}_4^2 \sum_{i=0}^5 \Delta_1 LBIP_{91,t-i} \\ + \hat{\beta}_5^2 \sum_{i=0}^5 \Delta_1 XPL_{t-i} + \hat{\beta}_6^2 D90.3$$

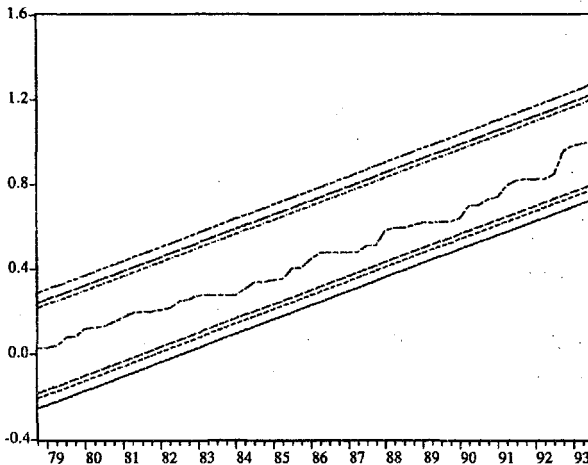
³⁶ Exemplarisch für das Aggregationsniveau 3, ohne Berücksichtigung der Reduktionen.

Schaubild 1 — Cusum-Test auf Stabilität der Geldnachfragefunktion für TM3¹



¹ Schätzgleichung (91), Geraden bezeichnen kritische Werte für die Irrtumswahrscheinlichkeiten 1, 5 und 10 vH (jeweils von außen nach innen)

Schaubild 2 — Cusum of squared-Test auf Stabilität der Geldnachfragefunktion für TM3¹



¹ Schätzgleichung (91), Geraden bezeichnen kritische Werte für die Irrtumswahrscheinlichkeiten 1, 5 und 10 vH (jeweils von außen nach innen)

$$(94) \quad LXMLR_t = LXMLR_{t-1} + \Delta_1 LXMLR_t$$

Die erste der Gleichungen stellt die Langfristbeziehung dar, wobei das Symbol \wedge bedeutet, daß die Koeffizienten durch die oben geschätzten Werte ersetzt worden sind. Der sich für eine Periode ergebende Fehlerkorrekturterm (*FKT*) wird in der Folgeperiode zur Erklärung der ersten Differenz der realen Geldmenge verwendet (zweite Gleichung). Die dritte ist eine Identitätsgleichung; sie beschreibt, daß die Zuwachsrate der realen Geldmenge dazu verwendet wird, das Niveau dieser Variablen zu bestimmen.

Zunächst wird eine dynamische historische Simulation durchgeführt. Die Niveau-Werte für die logarithmierte, reale Geldmenge, die endogene Variable der Identitätsgleichung, werden in nominale und nicht-logarithmierte Größen umgerechnet. So lassen sich die simulierten Niveau-Werte etwa für *SM3* mit den von der Bundesbank in Mrd. DM ausgewiesenen Werten vergleichen. Wie die Schaubilder 3 und 4 für die tatsächlichen und simulierten Niveau-Werte von *SM3* und *TM3* exemplarisch zeigen, bauen sich ggf. vorhandene Abweichungen wegen des Fehlerkorrekturmechanismus im Zeitablauf ab. Für beide Geldmengen entsprechen sich tendenziell die Perioden von Über- und Unterschätzungen. Allerdings scheinen die Abweichungen für *TM3* etwas ausgeprägter zu sein.

Um mögliche Unterschiede im Prognoseverhalten besser beurteilen zu können, werden die tatsächlichen und simulierten Zuwachsraten der realen Geldmengen mit Hilfe analytischer Maße näher untersucht. Wie Tabelle 6 zeigt, weicht die simulierte Zuwachsrate gemessen am root mean squared error in der Größenordnung von 1 Prozentpunkt von der tatsächlichen Zuwachsrate ab. Mit Ausnahme von *CM2* weisen alle zinsgewichteten Geldmengen höhere Prognosefehler auf als die summarischen Geldmengen des entsprechenden Aggregationsniveaus. Zerlegt man den root mean squared error, so zeigt sich unabhängig vom Aggregationsverfahren, daß ein vernachlässigbar kleiner Teil des Prognosefehlers, nämlich für keine der Geldmengen mehr als 4 vH, darauf zurückgeht, daß die Änderungen der Zuwachsraten systematisch über- oder unterschätzt werden (*UM*) oder daß die Standardabweichung der prognostizierten Änderungen nicht mit der der tatsächlichen Änderungen übereinstimmt (*US*). Der Prognosefehler geht somit nahezu ausschließlich auf Zufallseinflüsse zurück.

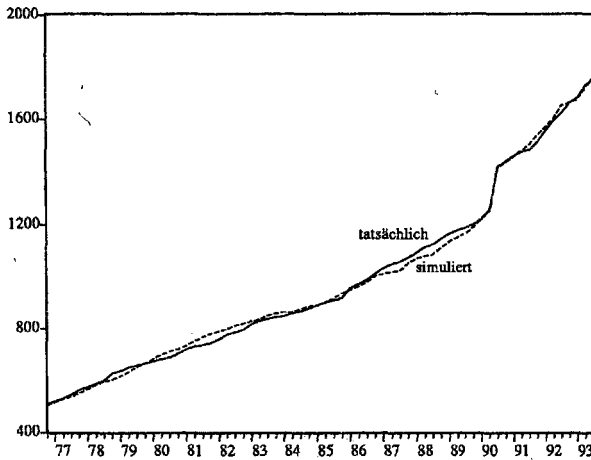
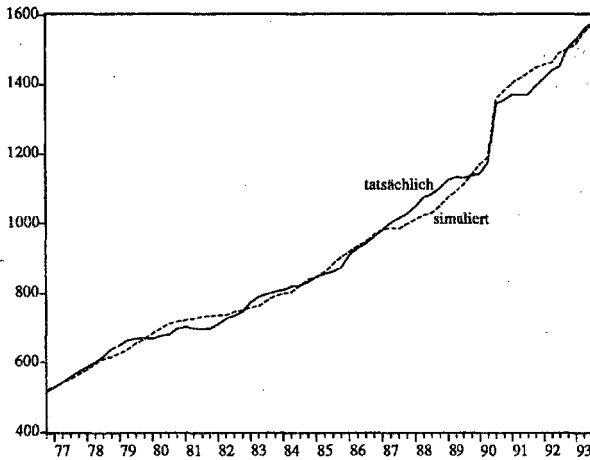
Schaubild 3 — Tatsächliche und simulierte Werte der Geldmenge SM3¹¹ In Mrd. DM.Schaubild 4 — Tatsächliche und simulierte Werte der Geldmenge TM3¹¹ In Mrd. DM. Im Februar 1975 entspricht der Wert für TM3 dem für SM3.

Tabelle 6 — Maße zur Beurteilung der prognostizierten Zuwachsraten der realen Geldmengen¹

Geldmengenaggregat	MAP ²	RMSE ³	UM ⁴	US ⁵	UC ⁶
LSM1R	0,99	1,15	0,00	0,02	0,98
LSM2R	0,84	1,03	0,00	0,03	0,97
LSM3R	0,78	0,96	0,00	0,03	0,97
LTM2R	0,85	1,08	0,00	0,03	0,97
LTM3R	0,98	1,24	0,00	0,02	0,98
LCM2R	0,77	0,93	0,00	0,03	0,97
LCM3R	0,85	1,05	0,00	0,02	0,98
LCESM2R	0,97	1,21	0,01	0,04	0,96
LCESM3R	1,00	1,24	0,00	0,03	0,97

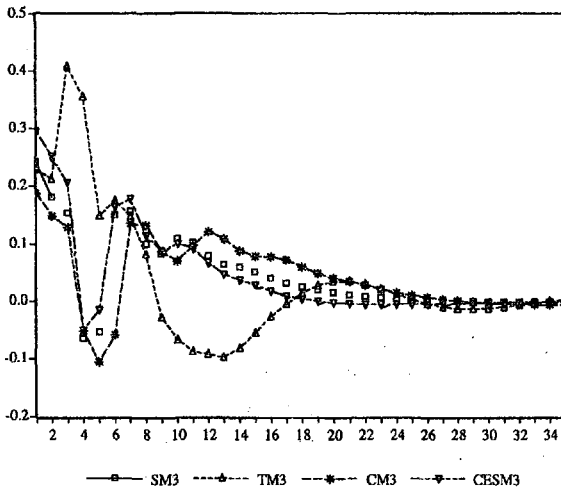
¹ Dynamische Prognose, 76.4-93.3, Schätzgleichung (91). — ² Mittlerer absoluter Prognosefehler in Prozentpunkten. — ³ Wurzel aus dem mittleren quadratischen Prognosefehler in Prozentpunkten. — ⁴ Verzerrungs-Verhältnis. — ⁵ Varianz-Verhältnis. — ⁶ Kovarianz-Verhältnis.

Um zu untersuchen, wie die Geldnachfrage auf Veränderungen der exogenen Variablen reagiert, werden im folgenden Schocksimulationen durchgeführt. Dazu ist zu bestimmen, welche der exogenen Variablen verändert wird, wie stark die jeweiligen Schocks sind, und wann dieser Schock stattfindet. Im folgenden werden Schocks jeweils für die Reihe des realen Bruttoinlandsprodukts (*BIP91*) und für die der Geldpreisindizes erzeugt. Für das Niveau des *BIP91* wird unterstellt, daß es sich um ein Prozent erhöhe, das Niveau des Geldpreisindexes steige um einen Prozentpunkt. Ereignet sich der Schock nicht nur in einer Periode, sondern unterscheidet sich das Niveau der Exogenen von den historischen Werten dauerhaft um den Betrag der Störung, dann entspricht die langfristige Reaktion der Endogenen bei der gewählten Stärke des Schocks den geschätzten Koeffizienten der Kointegrationsbeziehung.³⁷ Bei der Wahl des Zeitpunkts, wann sich der Schock ereignen soll, ist zu beachten, daß die Reaktion der endogenen Variablen um so eher der tatsächlich zu erwartenden entspricht, wenn die Koeffizienten des Modells konstant sind. Die Erfahrung zeigt, daß Strukturbrüche vor allem an konjunkturellen Wendepunkten auftreten. Deshalb beginnt die Schocksimulation im ersten Quartal 1983.

³⁷ Vgl. Werte in Tabelle 3.

Schaubild 5 zeigt, um wieviel Prozent das Niveau einer nach einem bestimmten Verfahren gebildeten realen Geldmenge des Aggregationsniveaus ³⁸ die Werte für die historische Simulation übertrifft, wenn der Wert des BIP₉₁ im ersten des 35 Quartale umfassenden Simulationszeitraums um 1 vH höher ist als der tatsächliche Wert. Die Nachfrage nach allen realen Geldmengen steigt bereits im ersten Quartal; sie reagiert offenbar sehr schnell auf Änderungen des Transaktionsvolumens. Dabei ist das Vorzeichen erwartungsgemäß positiv. Weil das Transaktionsvolumen nur einmalig steigt, bildet sich die erhöhte reale Geldhaltung in den folgenden Quartalen zurück, vorübergehend unterschreitet sie ihr historisches Niveau. Dieses auch als Unterschießen bezeichnete Phänomen ist nicht Zeichen einer inadäquaten dynamischen Spezifikation, sondern spiegelt die komplexen Anpassungsvorgänge wider, über die die Wirtschaftstheorie in der Regel keine Aussagen trifft. Die einzelnen Geldmengen passen sich dem einmaligen Schock unterschiedlich an. Das Niveau von SM₃ entwickelt sich — insbesondere verglichen mit TM₃ — verhältnismäßig stetig. Dies zeigt sich auch bei der Reaktion der realen Geldmengen auf einen permanenten Schock (Schaubild 6).

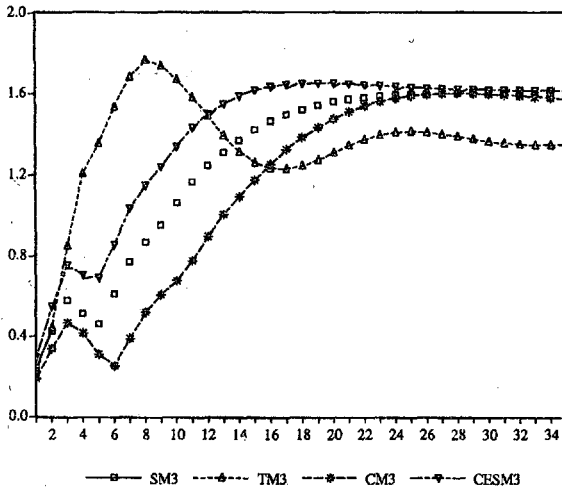
Schaubild 5 — Reaktionen der realen Geldmengen auf eine einmalige Erhöhung des realen Bruttoinlandsprodukts¹



¹ Abweichung der Werte für die Schocksimulation von denen für die historische Simulation in vH. Im ersten Quartal übertrifft das BIP₉₁ das historische Niveau um ein Prozent. Die Zahlen auf der Abszisse bezeichnen Quartale.

³⁸ Im folgenden beschränken sich die Simulationen auf Geldmengen des Aggregationsniveaus 3, da dieses geldpolitisch am bedeutendsten ist.

Schaubild 6 — Reaktionen der realen Geldmengen auf eine permanente Erhöhung des realen Bruttoinlandsprodukts¹

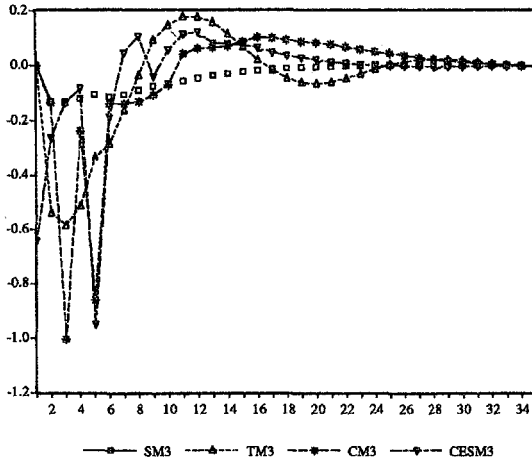


¹ Abweichung der Werte für die Schocksimulation von denen für die historische Simulation in vH. Mit dem ersten Quartal beginnend übertrifft das BIP91 das historische Niveau um ein Prozent. Die Zahlen auf der Abszisse bezeichnen Quartale.

Die Schaubilder 7 und 8 stellen die Reaktion der realen Geldmengen auf einen einmaligen bzw. permanenten Anstieg der jeweiligen Geldpreisindizes um einen Prozentpunkt dar. Erwartungsgemäß unterschreiten die realen Geldmengen die Werte der historischen Simulation. Mit Ausnahme von *CESM3* reagieren die realen Geldmengen — im Unterschied zu den oben betrachteten Schocksimulationen — mit einer Verzögerung von einem Quartal.³⁹ Die Simulationen zeigen weiter, daß zinsgewichtete Geldmengenaggregate nicht nur lang-, sondern vor allem kurzfristig deutlich stärker auf Zinsänderungen reagieren als *SM3*. Dies deckt sich mit der Beobachtung, daß die Zuwachsraten zinsgewichteter Geldmengen des Aggregationsniveaus 3 während geldpolitischer Restriktionsphasen deutlich unterhalb der von *SM3* liegen [Krämer, 1994a, S. 45 f.] Dieses Ergebnis ist insbesondere deshalb von Interesse, da die Notenbank im Fall zinsgewichteter Geldmengenaggregate ihre Zinspolitik im Zeitablauf offenbar weniger verändern muß, um das Aggregat im Rahmen einer potentialorientierten Geldpolitik stetig auszuweiten.

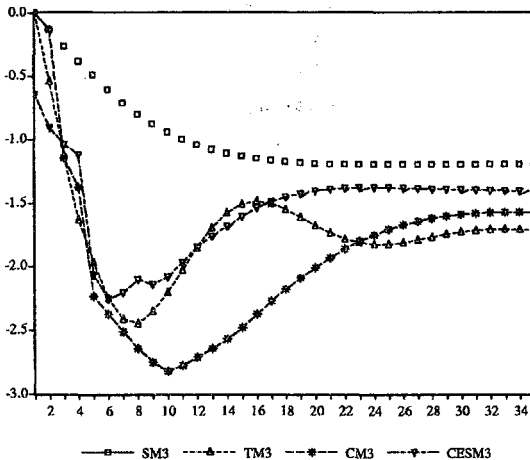
³⁹ Wie Tabelle 4 zeigt, geht die Zuwachsrate des Geldpreisindexes zeitlich unverzögert nur in die Gleichung für *CESM3* ein.

Schaubild 7 — Reaktionen der realen Geldmengen auf einmalige Erhöhungen der Geldpreisindizes¹



¹ Abweichung der Werte für die Schocksimulation von denen für die historische Simulation in vH. Im ersten Quartal übertrifft der jeweilige Geldpreisindex das historische Niveau um einen Prozentpunkt. Die Zahlen auf der Abszisse bezeichnen Quartale.

Schaubild 8 — Reaktionen der realen Geldmengen auf permanente Erhöhungen der Geldpreisindizes¹



¹ Abweichung der Werte für die Schocksimulation von denen für die historische Simulation in vH. Mit dem ersten Quartal beginnend übertrifft der jeweilige Geldpreisindex das historische Niveau um einen Prozentpunkt. Die Zahlen auf der Abszisse bezeichnen Quartale.

5.6. Vergleich mit den Ergebnissen anderer Autoren

In der wirtschaftswissenschaftlichen Literatur sind für Deutschland zahlreiche Schätzungen von Geldnachfragefunktionen dokumentiert. Sie beziehen sich jedoch nahezu ausschließlich auf summarische Geldmengenaggregate, für zinsgewichtete Geldmengen liegen bisher nur wenig Ergebnisse vor.

Zahlreiche nach 1990 erschienene Studien zur Nachfrage nach Summen-Aggregaten gehen nicht über den Zeitraum nach der Wirtschafts- und Währungsunion hinaus.⁴⁰ Diejenigen, die ab Mitte 1990 gesamtdeutsche Daten verwenden, kommen vor allem hinsichtlich der Frage, ob die Währungsunion einen Strukturbruch darstellt, nicht zu einheitlichen Schlüssen. Von Hagen [1993, S. 820 f.] verwendet als endogene Variable die auf Basis von *SM1* und *SM3* berechnete Umlaufgeschwindigkeit und berechnet für die Zeit nach der Währungsunion out-of-sample Prognosefehler. Diese deuten für *SM3* darauf hin, daß ein Strukturbruch vorliegt. Weit weniger als im Fall von *SM3* wird dagegen die Stabilität der auf Basis von *SM1* berechneten Umlaufgeschwindigkeit beeinträchtigt. Erklärt wird dies dadurch, daß sich das Finanzsystem in Ostdeutschland zur Mitte des Jahres 1990 grundlegend änderte. Die Neuerungen bestanden vor allem darin, daß die Ostdeutschen unter zusätzlichen finanziellen Anlagemöglichkeiten wählen konnten. In der früheren DDR standen hierfür nur Spareinlagen und Lebensversicherungen zur Verfügung, wobei letztere quantitativ vernachlässigbar sind [von Hagen, 1993, S. 803 f.]. Die Neuerungen im Finanzsystem führten dazu, daß Spareinlagen zugunsten anderer Anlageformen, die teilweise nicht zu *SM3* zählen, abgebaut wurden. Folglich wurde vor allem *SM3* und weniger *SM1* beeinflusst, dessen Komponenten in erster Linie Zahlungsmittelfunktionen erfüllen. Die Ergebnisse von Hagens decken sich insofern mit denen dieser Arbeit, als die *SM1*-Geldnachfragefunktion im Unterschied zu der für *SM3* geschätzten ohne eine Dummy-Variable, die mit dem dritten Quartal 1990 beginnend den Wert 1 annimmt, langfristig stabil ist.⁴¹

Scheide [1993, S. 110–116] wählt ebenfalls die *SM1*- und *SM3*-Umlaufgeschwindigkeit als erklärende Variable und prognostiziert diese mit Hilfe von Transferfunktionsmodellen.⁴² Die Ein-Perioden-Prognosefehler liegen nach der Währungsunion nur vereinzelt außerhalb des 95-Prozent-Konfidenzintervalls. Dies spricht nach Scheide

⁴⁰ Vgl. etwa Gaab und Liedtke [1992, S. 460] oder Arestis et al. [1993, S. 3].

⁴¹ Vgl. Tabelle 2.

⁴² Zum Begriff des Transferfunktionsmodells vgl. Krämer [1994c, S. 15].

[1993, S. 114] dafür, daß sich etwaige Instabilitäten auf einen Zeitraum kurz nach der Währungsunion beschränken.

Der Sachverständigenrat [1994, S. 130–131] erklärt die Nachfrage nach der bereinigten Zentralbankgeldmenge durch ein Fehlerkorrekturmodell und kommt zu dem Ergebnis, daß sich jeder der geschätzten Koeffizienten nach Beginn der Währungsunion nicht signifikant verändert hat. Allerdings weist der Sachverständigenrat darauf hin, daß der Zeitraum nach der Währungsunion zu kurz ist, um endgültige Aussagen zu treffen.

Um die Nachfrage nach $SM3$ mit der von $TM3$ zu vergleichen, unterstellen Leuchtmann und Lübbling [1993, S. 11] einen partiellen Anpassungsmechanismus und schätzen das Niveau der realen Geldnachfrage deshalb u.a. in Abhängigkeit von einer verzögerten endogenen Variablen. Sie finden heraus, daß die Nachfrage nach $TM3$ wesentlich zinselastischer ist als die nach $SM3$.⁴³ Obwohl das Ergebnis plausibel erscheint, ist darauf hinzuweisen, daß in dieser Arbeit die Erkenntnisse der Kointegrationstheorie nicht berücksichtigt werden. Es ist somit nicht ausgeschlossen, daß sich die erklärenden Niveau-Variablen nur aufgrund eines "spurious regression"-Phänomens als signifikant erweisen.

Im Rahmen der Kointegrationstheorie schätzt Tödter [1994, S. 332–340] zunächst die langfristige Nachfrage nach $SM3$ und $CM3$ ⁴⁴, die von einer Variablen für das Transaktionsvolumen und die Opportunitätskosten der Geldhaltung erklärt wird. Darüber hinaus wird a priori eine Dummy-Variable berücksichtigt, die mit dem dritten Quartal 1990 beginnend den Wert 1 hat. In Übereinstimmung mit den Ergebnissen der vorliegenden Arbeit findet er heraus, daß die langfristige Semi-Elastizität der Geldnachfrage in bezug auf die Opportunitätskosten im Fall von $CM3$ deutlich höher ist als bei $SM3$. Darüber hinaus deuten Chow-Forecast-Tests bei beiden Aggregaten nicht darauf hin, daß sich die Koeffizienten der kurzfristigen Geldnachfragefunktionen nach der Währungsunion signifikant geändert haben. Auch dieses Ergebnis steht in Einklang mit denen der vorliegenden Arbeit.

⁴³ Vgl. Tabellen 3 und 4 bei Leuchtmann, Lübbling [1993].

⁴⁴ Tödter [1994] bezeichnet $CM3$ als transaktionsorientiert.

6. Zusammenfassung und geldpolitische Implikationen

Ziel der Untersuchung ist es, die Nachfrage nach zinsgewichteten und summarischen Geldmengen miteinander zu vergleichen. Dazu werden zunächst langfristige Geldnachfragefunktionen geschätzt, wobei mit dem dritten Quartal 1990 beginnend für alle Variablen gesamtdeutsche Daten verwendet werden. Es zeigt sich, daß die Währungsunion mit der ehemaligen DDR sowohl für *SM3* als auch für die zinsgewichteten Geldmengen des Aggregationsniveaus 3 die Stabilität der Langfristbeziehung beeinträchtigt. Dies gilt nicht für *SM1* sowie die zinsgewichteten Geldmengen des Aggregationsniveaus 2. Vor diesem Hintergrund sind Forderungen verständlich, anstelle von *SM3* die Geldmenge *SM1* zu steuern.⁴⁵

Berücksichtigt man etwaige Strukturbrüche in den Langfristbeziehungen durch Dummy-Variablen, die im dritten Quartal 1990 beginnend den Wert 1 annehmen, und schätzt kurzfristige Geldnachfragefunktionen, so erweisen sich deren Koeffizienten — unabhängig vom gewählten Aggregationsverfahren — in der Regel als im Zeitablauf stabil. Um sowohl in der Lang- als auch in der Kurzfristgleichung Parameterstabilität zu gewährleisten, reicht es offenbar aus, einen einmaligen Sprung in der Langfristbeziehung durch Dummy-Variablen zu berücksichtigen.

Dynamische historische Simulationen des Fehlerkorrekturmodells zeigen, daß die Prognosefehler für zinsgewichtete Geldmengen bei gegebenem Aggregationsniveau die für summarische Geldmengen etwas übersteigen. Unabhängig vom Aggregationsverfahren gehen die Prognosefehler ausschließlich auf Zufallseinflüsse zurück.

Während sich zinsgewichtete und summarische Geldmengen hinsichtlich Stabilität und Prognosegenauigkeit ähnlich verhalten, reagieren sie kurzfristig recht verschieden auf eine Änderung der Opportunitätskosten der Geldhaltung: Die Nachfrage nach zinsgewichteten Geldmengen des Aggregationsniveaus 3 ist wesentlich zinsreagibler als die nach *SM3*.

Die Bundesbank steuert in erster Linie nicht die Geldbasis, sondern die Geldmarktzinsen [Willms, 1993, S. 12 f.]. Um anstelle von *SM3* zinsgewichtete Geldmengen im Rahmen einer potentialorientierten Geldpolitik stetig auszuweiten, muß die Bundesbank ihren Instrumenteneinsatz weniger variieren. In der Vergangenheit hat sie die

⁴⁵ Vgl. von Hagen [1994, S. 287 f.]. Der Präsident der Deutschen Bundesbank plädiert mit Blick auf die schwindenden Unterschiede zwischen Geld und Geldkapital dafür, die Geldmenge *SM3* eher um zinsinsensitive Komponenten zu bereinigen als auszuweiten [Tietmeyer, 1994, S. 3].

Zinsen nicht in dem Maß verändert, wie es notwendig gewesen wäre, um für die vergleichsweise wenig zinsreagible Geldmenge $SM3$ das jeweils angekündigte Verlaufsziel zu erreichen. Dies mindert die Glaubwürdigkeit einer potentialorientierten Geldpolitik [von Hagen, 1994, S. 288]. Diese Gefahr besteht für zinsgewichtete Geldmengen in weit geringerem Maße. Hierin und nicht etwa in einer vermeintlich höheren Stabilität der Geldnachfrage liegen die Vorteile zinsgewichteter Geldmengen.

Literaturverzeichnis

- ARBEITSGEMEINSCHAFT DEUTSCHER WIRTSCHAFTSWISSENSCHAFTLICHER FORSCHUNGSINSTITUTE E.V., "Die Lage der Weltwirtschaft und der deutschen Wirtschaft im Herbst 1992", Oktober 1992, Berlin.
- , "Die Lage der Weltwirtschaft und der deutschen Wirtschaft im Herbst 1994", Oktober 1994, Hamburg.
- ARESTIS, Philip, Iris BIEFANG-FRISANCHO MARISCAL, Harald HAGEMANN, Peter HOWELLS, Hans-Michael TRAUTWEIN, Financial Innovation and the Demand for Money in the United Kingdom and in West Germany: A Comparative Application of Cointegration and Error-Correction Modelling. Diskussionsbeiträge aus dem Institut für Volkswirtschaftslehre, Universität Hohenheim, Nr. 83/1993.
- BARNETT, William A., "The User Cost of Money". *Economics Letters*, Vol. 1, 1978, S. 145–149.
- , Edward K. OFFENBACHER, Paul A. SPINDT, Empirical Comparisons of Divisia and Simple Sum Monetary Aggregates. Special Studies Paper, Division of Research and Statistics, Federal Reserve Board, Nr. 158. Washington, D.C. 1981.
- , Paul A. SPINDT, Divisia Monetary Aggregates. Compilation, Data, and Historical Behavior. Board of the Governors of the Federal Reserve System, Staff Studies, Nr. 116, Mai 1982.
- , Douglas FISHER, Apostolos SERLETIS, "Consumer Theory and the Demand for Money". *Journal of Economic Literature*, Vol. 30, 1992, S. 2086–2119.
- BAUMOL, William J., "The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach". *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 66, 1952, S. 545–556.
- BERA, Anil K., Carlos M. JARQUE, An Efficient Large-Sample Test for Normality of Observations and Regression Residuals. Australian National University, Working Paper No. 40, März 1981.
- BREUSCH, Trevor S., "Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models". *Australian Economic Papers*, Vol. 17, 1978, S. 334–355.
- BROWN, R.L., J. DURBIN, J.M. EVANS, "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time". *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, Vol. 37, 1975, S. 149–163.
- CHETTY, V. Karuppan, "On Measuring the Nearness of Near-monies." *The American Economic Review*, Vol. 59, 1969, S. 270–281.
- CHOW, Gregory C., "Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions". *Econometrica*, Vol. 28, 1960, S. 591–605.
- , "On the Long-Run and Short-Run Demand for Money". *Journal of Political Economy*, Vol. 74, 1966, S. 111–131.
- DEUTSCHE BUNDESBANK, Geschäftsbericht der Deutschen Bundesbank für das Jahr 1988. Frankfurt/Main, 1989.
- [a], Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, Frankfurt/Main, Februar 1993.

- [b], Die Deutsche Bundesbank. Geldpolitische Aufgaben und Instrumente. Sonderdruck der Deutschen Bundesbank Nr. 7, 6. Auflage, Frankfurt/Main 1993.
- DEUTSCHES INSTITUT FÜR WIRTSCHAFTSFORSCHUNG, Sozialprodukt und Einkommenskreislauf, vierteljährliche volkswirtschaftliche Gesamtrechnung für Ostdeutschland. Berlin, März 1994.
- DIEWERT, W. Erwin, "Exact and Superlative Index Numbers". *Journal of Econometrics*, Vol. 4, 1976, S. 115–145.
- DURBIN, James, "Tests for Serial Correlation in Regression Analysis Based on the Periodogram of Least Squares Residuals". *Biometrika*, Vol. 56, 1969, S. 1–15.
- , G.S. WATSON, "Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression". *Biometrika*, Vol. 38, 1951, S. 159–177.
- ENGLE, Robert F., "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation". *Econometrica*, Vol. 50, 1982, S. 987–1007.
- , Clive W.J. GRANER, "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing". *Econometrica*, Vol. 55, 1987, S. 251–276.
- FRIEDMAN, Milton, "The Quantity Theory of Money — A Restatement", in: Milton Friedman (ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money*, Chicago 1956, S. 3–21.
- GAAB, Werner, Olaf LIEDTKE, "On the Long-run Relationship Between Money, Output and Interest Rates: A Cointegration Analysis for Western Germany". *Recherches Economiques de Louvain*, Vol. 58, 1992, S. 455–471.
- GILBERT, Christopher L., "Professor Hendry's Econometric Methodology". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, 1986, S. 283–307.
- GODFREY, Leslie G., "Testing for Higher Order Serial Correlation in Regression Equations when the Regressors Include Lagged Dependent Variables". *Econometrica*, Vol. 46, 1978, S. 1303–1310.
- GOLDFELD, Stephen M., R.E. QUANDT, "Some Tests for Homoscedasticity". *Journal of the American Statistical Society*, Vol. 60, 1965, S. 539–547.
- , "Demand for Money: Empirical Studies", in: Newman, P. et al. (eds.), *The New Palgrave Dictionary of Money and Finance*, Vol. 1, 1992, S. 618–624.
- , Daniel E. SICHEL, "The demand for Money", in: Friedman, Benjamin M., Frank H. Hahn, *Handbook of Monetary Economics*, Vol. 1, Amsterdam 1990, S. 299–356.
- GOLLNICK, Heinz, Norbert THIEL, *Ökonometrie. Methoden und Anwendung*. Stuttgart 1980.
- HAGEN, Jürgen von, "Monetary Union, Money Demand, and Money Supply: A Review of the German Monetary Union". *European Economic Review*, Vol. 37, 1993, S. 803–827.
- , "Geldmengensteuerung: verbessern statt aufgeben!". *Wirtschaftsdienst*, 1994, S. 286–288.
- HALL, Robert E., Jack JOHNSTON, David M. LILLEN, *Micro TSP User's Manual*, Version 7.0, Quantitative Micro Software. Irvine (Kalifornien) 1990.
- HANSEN, Gerd, *Quantitative Wirtschaftsforschung*. München 1993.
- HENDRY, David F., *Econometrics. Alchemy or Science*. Cambridge 1993.

- , Neil R. ERICSSON, "An Econometric Analysis of U.K. Money Demand in Monetary Trends in the United States and the United Kingdom by Milton Friedman and Anna J. Schwartz". *American Economic Review*, Vol. 81, 1991, S. 8–38.
- HUJER, Reinhard, Rolf CREMER, *Methoden der empirischen Wirtschaftsforschung*. München 1978.
- ISSING, Otmar, Karl-Heinz TÖDTER, Heinz HERRMANN, Hans-Eggert REIMERS, "Zinsgewichtete Geldmengenaggregate und M3 — ein Vergleich". *Kredit und Kapital*, Vol. 26, 1993, S. 1–21.
- JORGENSON, Dale W., "Rational Distributed Lag Functions". *Econometrica*, Vol. 32, 1966, S. 135–149.
- JUDD, John P., John L. SCADDING, "The Search for a Stable Money Demand Function: A Survey of the Post-1973 Literature". *Journal of Economic Literature*, Vol. 20, 1982, S. 993–1023.
- JUDGE, George G., William GRIFFITHS, R. Carter HILL, Helmut LÜTKEPOHL, Tsoung-Chao LEE, *The Theory and Practice of Econometrics*, 2. Auflage, New York 1985.
- KRÄMER, Jörg Wilhelm [1994a], *Theorie und empirische Bestimmung zinsgewichteter Geldmengenaggregate*. Institut für Weltwirtschaft, Kieler Arbeitspapier, 620, März 1994.
- [b], *Zinsgewichtete Geldmengenaggregate und Preisniveau*. Kieler Arbeitspapier, 635, Institut für Weltwirtschaft, Mai 1994.
- [c], *Lassen sich zinsgewichtete Geldmengen besser steuern als gewöhnliche Geldmengen?* Kieler Arbeitspapier, 657, Institut für Weltwirtschaft, November 1994.
- KREMERS, Jeroen J.M., Neil R. ERICSSON, Juan J. DOLADO, "The Power of Cointegration Tests". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, 1992, S. 325–348.
- LAIDLER, David E. W., *The Demand for Money. Theories, Evidence, and Problems*. 4. Aufl., New York 1993.
- LEUCHTMANN, U., H.-J. LÜBBING, *Schätzung der Geldnachfrage einer offenen Volkswirtschaft mit Hilfe des Divisia-Geldmengenindex*. Universität Bielefeld, Fakultät für Wirtschaftswissenschaften, Diskussionspapier Nr. 263, Januar 1993.
- MADDALA, G.S., *Introduction to Econometrics*, 2. Aufl., New York 1992.
- MEHRA, Yash P., "An Error-Correction Model of U.S. M2 Demand". *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Richmond, Vol. 77, Mai/Juni 1991, S. 3–12.
- NEUMANN, Manfred J. M., "Die Bundesbank sollte sich nicht beirren lassen". *Wirtschaftsdienst*, 1991, S. 439–442.
- PAGAN, Adrian R., "On the Role of Simulation in the Statistical Evaluation of Econometric Models". *Journal of Econometrics*, Vol. 40, 1989, S. 125–139.
- PINDYCK, Robert S., Daniel L. RUBINFELD, *Econometric Models and Economic Forecasts*. New York 1991.
- SACHVERSTÄNDIGENRAT ZUR BEGUTACHTUNG DER GESAMTWIRTSCHAFTLICHEN ENTWICKLUNG, *Den Aufschwung sichern — Arbeitsplätze schaffen*. Jahrestgutachten 1994/95, Stuttgart 1994.

- SCHEIDE, Joachim, "Deutsche Geldpolitik ohne Orientierung? Eine empirische Untersuchung zu den Grundlagen der Geldmengenziele". *Konjunkturpolitik*, Vol. 39, 1993, S. 100–120.
- SCHUMANN; Jochen, Hermann J. PÖRTING, Progress with an Econometric Input-Output-Model for the Federal Republic of Germany: Simultaneous Determination of each Industries' Output, Price Index, Capacity and Employment. Westfälische Wilhelms-Universität Münster, Volkswirtschaftliche Diskussionsbeiträge, Nr. 82, Münster 1986.
- SERLETIS, Apostolos, "The Demand for Divisia Money in the United States: A Dynamic Flexible Demand System". *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 23, 1991, S. 35–52.
- THEIL, Henri, *Applied Economic Forecasting*. Amsterdam 1966.
- TIETMEYER, Hans, Protokoll der Pressekonferenz im Anschluß an die Zentralbankratssitzung am 22. Dezember 1994, in: Deutsche Bundesbank, Auszüge aus Presseartikeln, Nr. 94, Frankfurt/Main, 27.12.94, S. 1–4.
- TOBIN, James, "The Interest-Elasticity of Transactions Demand for Cash". *Review of Economics and Statistics*, Vol. 38, 1956, S. 241–247.
- , "Liquidity Preference as Behavior Towards Risk". *Review of Economic Studies*, Vol. 25, 1958, S. 65–86.
- TÖDTER, Karl-Heinz, "Eine transaktionsorientierte Geldmenge". *Kredit und Kapital*, Vol. 27, 1994, S. 319–347.
- TÖRNQVIST, Leo, "The Bank of Finland's Consumption Price Index". *Bank of Finland, Monthly Bulletin*, No. 10, 1936, S. 27–34. Wiederabgedruckt in: TÖRNQVIST, Leo, *Collected Scientific Papers of Leo Törnqvist*. Helsinki 1981, S. 113–120.
- WALLIS, Kenneth F., John D. WHITLEY, *Counterfactual Analysis with Macroeconometric Models: The UK Economy, 1979–84*. Discussion Paper Nr. 29, University of Warwick, Mai 1992.
- WHITE, Halbert, "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity". *Econometrica*, Vol. 48, 1980, S. 817–838.
- WILLMS, Manfred, "The Money Supply Approach: Empirical Evidence for Germany". In: Wolfgang GEBAUER (Hrsg.), *Foundations of European Central Bank Policy*. Heidelberg 1993.