Krämer, Jörg W.

Working Paper

Zinsgewichtete Geldmengenaggregate und wirtschaftliche Aktivität

Kiel Working Papers, No. 656

Provided in cooperation with:
Institut für Weltwirtschaft (IfW)

Kieler Arbeitspapiere
Kiel Working Papers

Kieler Arbeitspapier Nr. 656

Zinsgewichtete Geldmengenaggregate und wirtschaftliche Aktivität

von

Jörg W. Krämer

Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel

The Kiel Institute of World Economics

ISSN 0342 - 0787

Institut für Weltwirtschaft
Düsternbrooker Weg 120, D-24105 Kiel

Kieler Arbeitspapier Nr. 656

Zinsgewichtete Geldmengenaggregate und wirtschaftliche Aktivität

von

Jörg W. Krämer

Oktober 1994

Inhaltsverzeichnis

1. Einleitung

Aus Sicht der Nachfragetheorie sind zinsgewichtete Geldmengenaggregate im Gegensatz zu einfachen, etwa von der Deutschen Bundesbank berechneten Summenaggregaten in der Lage, die von einzelnen Geldmengenkomponenten ausgehenden Liquiditätsdienste adäquat zu messen. Deshalb ist zu vermuten, daß der Zusammenhang zwischen zinsgewichteten Geldmengenaggregaten und der wirtschaftlichen Aktivität enger ist als der bei Verwendung von Summenaggregaten. Diese für Konjunkturdiagnosen und -prognosen relevante Frage soll im folgenden empirisch geklärt werden.

Nachdem ein Überblick über die Theorie und Berechnungsweise zinsgewichteter Geldmengenaggregate (Abschnitt 2) gegeben wurde, werden im dritten Abschnitt die ökonometrischen Methoden erläutert, deren Kenntnis notwendig ist, um Kausalitätstests zwischen Summen- und zinsgewichteten Geldmengenaggregaten sowie wirtschaftlicher Aktivität durchzuführen (Abschnitt 4).

2. Zinsgewichtete Geldmengenaggregate — ein Überblick[1]

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 — wofür einiges spricht — empirisch nicht zu, so internalisiert das Summenaggregat Umschichtungen zwischen den Komponenten des Aggregats, die die insgesamt geleisteten Liquiditätsdienste unberührt lassen und somit reine Substitutionseffekte sind, nicht. Summenaggregate 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

---

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

2 Vgl. zur Kritik an Summenaggregaten etwa Barnett, Fisher, Serletis [1992]. Auch die Deutsche Bundesbank beschäftigt sich mit zinsgewichteten Geldmengenaggregaten. Vgl. Tödter [1993] und Issing, Tödter, Reimers [1993].

mikroökonomische Theorie als Aggregat den von unterschiedlichen Zahlungsmitteln ausgehenden Nutzen an[3]; als Aggregationsfunktionen dienen folgende rekursiv-separable Nutzenfunktionen [vgl. Serletis, 1991, S. 37/38]:

(1) $$U_3 = U_3\left(M_{L2+1,t}, M_{L2+2,t}, \cdots, M_{L3,t}, U_2\right)$$

(2) $$U_2 = U_2\left(M_{L1+1,t}, M_{L1+2,t}, \cdots, M_{L2,t}, U_1\right)$$

(3) $$U_1 = U_1\left(M_{1,t}, M_{2,t}, \cdots, M_{L1,t}\right)$$

für $l = 1, ..., L1, ..., L2, ..., L3$.

Die durch den tiefergestellten Laufindex $l=1, ..., L1$ gekennzeichneten nominalen Zahlungsmittel sind im Bundesbank-Summenaggregat *SM1*[4] enthalten, $L1+1, ..., L2$ bezeichnet jene Zahlungsmittel, die über *SM1* hinaus in das offizielle Summenaggregat *SM2* eingehen; $L2+1, ..., L3$ 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) $$XM1 = U_1$$

(5) $$XM2 = U_2$$

(6) $$XM3 = U_3.$$

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).

---

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.

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

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

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 ökonometrischen 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

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

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,

$$(9) \qquad W_{l,t} = \alpha_l + u_t.$$

Der Koeffizient α_l läßt sich schätzen [vgl. Tödter, 1993, S. 10].

Ein weiterer funktionaler Geldmengenindex wird berechnet, wenn man für $XM1$ eine linear-homogene Funktion mit konstanten Substitutionselastizitäten unterstellt:

(10) $$CESM1(M_t)=\left[\sum_{l=1}^{L1}\alpha_l M_{l,t}^{\beta}\right]^{1/\beta}.$$ [5]

Mit Hilfe des Nutzenmaximierungskalküls lassen sich für *l=2, ..., L1* folgende Marginalbedingungen ableiten:

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

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) $$Q_{1,0}=\frac{XM1(M_1)}{XM1(M_0)},$$

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 *XM1(M)*, wenn er aus letzterer mit Hilfe eines Optimierungskalküls ableitbar ist. Ist ein Mengenindex exakt, so kann man mit dessen Hilfe Veränderungsraten eines Mengenaggregats berechnen, ohne die Parameter der zugehörigen Aggregationsfunktion bestimmen zu müssen. Um flexibel zu sein, sollte die Aggregationsfunktion eine lokale Approximation zweiter Ordnung an eine beliebige zweifach stetig differenzierbare Funktion sein. Ein bezüglich einer flexiblen Aggregationsfunktion exakter Index heißt superlativisch [vgl. Diewert, 1976, S. 116/7].

---

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.

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

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

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

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:

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

3. Die verwendeten statistischen Methoden

Um die Kausalitätsbeziehungen zwischen Geldmenge und wirtschaftlicher Aktivität zu untersuchen, müssen zunächst die Stationaritätseigenschaften der Zeitreihen untersucht werden. Sind die Reihen stationär, so können dem herkömmlichen Vorgehen entsprechend Kausalitätstests in ersten Differenzen durchgeführt werden. Sind die Reihen dagegen nicht stationär, so besteht möglicherweise zwischen ihren Niveaus eine Kausalitätsbeziehung. Läßt sich eine solche nachweisen, so ist sie zusätzlich zu den ersten Differenzen bei einem Kausalitätstest zu berücksichtigen. Die Methodik der angesprochenen Tests wird im folgenden erläutert.

3.1. Stationaritätstests

Allgemein bezeichnet man eine Variable als stationär, wenn sich deren Eigenschaften im Zeitablauf nicht ändern. Ein (schwach) stationärer stochastischer Prozeß X_t besitzt die folgenden drei Eigenschaften:

— Der Mittelwert μ_t von X_t ist im Zeitablauf konstant: $\mu_t = \mu$.

— Die Varianz σ_t^2 ist für alle t gleich: $\sigma_t^2 = \sigma^2$.

— Die Kovarianz $\sigma_{t,t-s}^2$ hängt nur vom zeitlichen Abstand s aufeinanderfolgender Beobachtungen ab: $\sigma_{t,t-s}^2 = \sigma^2(s)$.

Makroökonomische Zeitreihen dürften allein deshalb nicht (schwach) stationär sein, da sie meist eine Trendkomponente besitzen und somit zumindest nicht mittelwertstationär sind [vgl. Schlittgen, Streitberg, 1984, S. 79 f.].

Ein autoregressiver Prozeß der Ordnung p

$$(15) \quad X_t = \alpha_1 X_{t-1} + \alpha_2 X_{t-2} + \cdots + \alpha_p X_{t-p} + \varepsilon_t$$

ist stationär, wenn er sich durch eine stabile Differenzengleichung beschreiben läßt. Stabilität bedeutet, daß einmalige Störungen im Zeitablauf abgebaut werden. Formal ist diese Eigenschaft erfüllt, wenn die Nullstellen der charakteristischen Gleichung von (15)

$$(16) \quad 1 - \alpha_1 Z - \alpha_2 Z^2 - \cdots - \alpha_p Z^p$$

außerhalb des Einheitskreises liegen [vgl. Schlittgen, Streitberg, 1984, S. 98 f.]. Dies ist der Fall, wenn die Summe der Koeffizienten α kleiner als Eins ist. Ist sie dagegen gleich oder größer als Eins, so erhöhen einmalige Störungen dauerhaft das Niveau von X, und die Zeitreihe ist nicht stationär. Entsteht nach d-maligem Bilden von Differenzen eine stationäre Zeitreihe, so wird der Prozeß als integriert vom Grade d bezeichnet [vgl. Engle, Granger, 1987, S.252]. Beispielsweise ist der einfache random walk

$$(17) \quad X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t$$

integriert vom Grade 1, da erst die erste Differenz dieses Prozesses

$$(18) \quad \Delta_1 X_t = X_t - X_{t-1} = \varepsilon_t$$

stationär ist.

Um den Integrationsgrad einer Zeitreihe zu bestimmen, wird häufig der Test nach Dickey und Fuller [1981] verwendet. Er testet die Nullhypothese, ob ein autoregressiver Prozeß erster Ordnung

$$(19)\quad X_t = \alpha_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

ein random walk ist, ob also $\alpha_1 = 1$ gilt. Diese Hypothese wird anhand der umgeformten bzw. reparametrisierten Gleichung getestet:

$$(20)\quad \begin{aligned} X_t - X_{t-1} = \Delta_1 X_t &= (\alpha_1 - 1) X_{t-1} + \varepsilon_t \\ &= \overline{\alpha}\, X_{t-1} + \varepsilon_t \quad . \end{aligned}$$

Zunächst werden $\overline{\alpha}$ und die Standardabweichung von $\overline{\alpha}$ mit der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt und die t-Teststatistik gebildet. Die kritischen Werte bei Gültigkeit der Nullhypothese hat MacKinnon [1990] ermittelt. Beispielsweise wird bei 100 Beobachtungen die Nullhypothese eines random walk bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH dann abgelehnt, wenn der betragsmäßige Wert der t-Teststatistik größer als 3,46 ist.

Bisher wurde unterstellt, die zu untersuchende Variable folge einem autoregressiven Prozeß erster Ordnung. Im folgenden werde die Zeitreihe jedoch durch einen autoregressiven Prozeß höherer Ordnung beschrieben:

$$(21)\quad X_t = \alpha_1 X_{t-1} + \alpha_2 X_{t-2} + \cdots + \alpha_p X_{t-p} + \varepsilon_t \ .$$

Dieser Ausdruck läßt sich reparametrisieren als:

$$(22)\quad \Delta_1 X_t = \overline{\alpha}_1 X_{t-1} + \overline{\alpha}_2 \Delta_1 X_{t-1} + \cdots + \overline{\alpha}_p \Delta_1 X_{t-p+1} + \varepsilon_t,$$

$$\text{mit } \overline{\alpha}_1 = \left(\sum_{i=1}^{p} \alpha_i \right) - 1, \quad \overline{\alpha}_2 = -\sum_{i=2}^{p} \alpha_i, \ \cdots, \ \overline{\alpha}_p = -\alpha_p .$$

Die Nullhypothese, daß X mindestens integriert vom Grade eins ist, wird zurückgewiesen, wenn $\overline{\alpha}_1$ signifikant von Null verschieden ist. Die kritischen Werte für diesen um endogene Lag-Variablen erweiterten Dickey-Fuller-Test (augmented Dickey-Fuller-Test, kurz: ADF-Test) finden sich wiederum bei MacKinnon [1990]. Sowohl die DF- als auch die ADF-Testgleichung lassen sich um eine Konstante und einen linearen Trend erweitern.

Die Testansätze sind nur dann wohlspezifiziert, wenn das Residuum ε_t einem Prozeß weißen Rauschens folgt. Deshalb empfiehlt es sich, zunächst einen DF-Test durchzuführen und mit Hilfe des Langrange-Multiplikator-Tests nach Breusch [1978] und Godfrey [1978] zu prüfen, ob die Residuen der Schätzgleichung einem Prozeß weißen Rauschens folgen, und die Schätzgleichung ggf. um endogene Lag-Variablen zu erweitern [Downes, 1987, S. 231].

3. 2. Methodik der Kausalitätstests

3.2.1. Das Konzept der Granger-Kausalität

In der Wissenschaft gibt es zahlreiche Kausalitätsbegriffe. Eine Definition, die in der empirischen Wirtschaftsforschung häufig benutzt wird, ist die der Granger-Kausalität. Allgemein ist eine Variable X ursächlich für Y, falls

(23) $F(Y_{n+1}/\Omega_n) \neq F(Y_{n+1}/\Omega_n - X_n)$

gilt, wobei F eine bedingte Wahrscheinlichkeitsfunktion für Y_{n+1}, Ω_n die Menge aller zum Zeitpunkt n verfügbaren Informationen und Ω_n–X_n die um die bis zum Zeitpunkt n verfügbaren Werte von X verminderte universelle Informationsmenge ist. Kausalität liegt also vor, wenn sich die bedingte Wahrscheinlichkeitsfunktion dadurch ändert, daß die universelle Informationsmenge Ω um in gegenwärtigen und vergangenen Werte von X enthaltene Informationen vermindert wird [vgl. Granger, 1980, S. 330 und 336 f.].

Diese allgemeine Definition der Granger-Kausalität ist nicht operational, da weder die universelle Informationsmenge noch die bedingte Verteilungsfunktion meßbar ist. Untersucht man die Kausalität zwischen ökonomischen Variablen, so ist ein Teil der universellen Informationsmenge mit Blick auf die ökonomische Theorie näherungsweise irrelevant. Anstelle von Ω_n wird deshalb die reduzierte Informationsmenge

(24) $J_n = Z_{n-j},\ j \geq 0$

betrachtet, wobei Z_t ein Vektor mit Beobachtungen verschiedener Zeitreihen ist. Zu ihnen zählt die Variable Y_t, nicht aber X_t.

J'_n ist dagegen die um X-Werte der laufenden und zurückliegenden Perioden erweiterte Informationsmenge:

(25) $J_n' = Z_{n-j},\ X_{n-j},\ j \geq 0.$

Anstelle der bedingten Wahrscheindlichkeitsfunktion betrachtet man nun den bedingten Ein-Perioden-Prognosefehler σ^2 für Y_{n+1}. Granger-Kausalität liegt vor, falls

(26) $\sigma^2\left(Y_{n+1}/J_n'\right) < \sigma^2\left(Y_{n+1}/J_n\right).$

Die Variable X ist also kausal für Y, falls die Kenntnis der bis zum Prognosezeitpunkt gemessenen Werte von X die Prognose von Y_{n+1} verbessert [vgl. Granger, 1980, S. 336 f.]. An dieser Stelle wird deutlich, daß Granger einen sehr speziellen Kausalitätsbegriff hat, der, wie er selbst betont, nicht von allen Wissenschaftlern geteilt werden dürfte.

Jede Kausalitätsaussage im Sinne Grangers bezieht sich nur auf eine bestimmte reduzierte Informationsmenge J_n. Granger [1980, S. 340] gibt folgendes Beispiel: Gegeben seien drei Variablen

(27) $Z_t = u_t,\ X_t = u_{t-1} + \delta_t,\ Y_t = u_{t-2} + \varepsilon_t,$

wobei u_t und ε_t voneinander unabhängige Prozesse weißen Rauschens sind. Die Variable X_t ist Granger-kausal bezüglich Y_t, falls $J_n(Y)$, nicht aber, falls $J_n(Y,Z)$ die relevante Informationsmenge ist. Im zweiten Fall kann X die Prognose von Y nicht verbessern, da die verursachenden Informationen bereits in Z enthalten sind.

Ist eine Variable X Granger-kausal bezüglich Y, so kann daraus nicht geschlossen werden, daß in umgekehrter Richtung Kausalität vorliegt. Wenn Kausalität in beiden Richtungen besteht, spricht Granger [1969, S. 482] von "feedback". Ein Beispiel für diese wechselseitige Abhängigkeit ist

(28) $X_t = \varepsilon_t + u_{t-1},\ Y_t = u_t + \varepsilon_{t-1}\ ,$

wobei ε_t und u_t zwei von einander unabhängige Prozesse weißen Rauschens sind.

Nachdem das Konzept der Granger-Kausalität vorgestellt wurde, werden nun statistische Testverfahren vorgestellt, um Kausalität zwischen Zeitreihen zu untersuchen.

3.2.2. Tests auf Granger-Kausalität

In den 70er und 80er Jahren wurden Kausalitätsbeziehungen meist nur zwischen stationären Variablen untersucht. Sind die zu untersuchenden Variablen trendbehaftet, so werden sie durch Differenzenbildung zu stationären Variablen gemacht. Um die Kausalitätsbeziehungen zwischen zwei stationären Variablen X und Y zu untersuchen, werden die Koeffizienten der folgenden Gleichungen geschätzt:

$$(29) \quad Y_t = \sum_{j=1}^{m} a_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^{m} b_j X_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$X_t = \sum_{j=1}^{m} c_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^{m} d_j Y_{t-j} + u_t,$$

wobei ε_t und u_t voneinander unabhängige Prozesse weißen Rauschens sind. Wird mittels eines F-Tests die Hypothese, $b_1 = b_2 = ... = b_m = 0$, zurückgewiesen, so gilt X als Granger-kausal für Y. Wird darüber hinaus die Hypothese, $d_1 = d_2 = ... = d_m = 0$, abgelehnt, so liegt feedback vor [vgl. Granger, 1969, S. 431].

Werden integrierte Variablen, bevor zwischen ihnen Kausalitätsbeziehungen untersucht werden, durch Differenzenbildung stationär gemacht, so können eventuell über die Niveaus verlaufende Kausalitätsbeziehungen nicht aufgedeckt werden.[7] In Differenzen durchgeführte Granger-Tests sind dann fehlspezifiziert [vgl. Granger, 1988, S. 204].

Mehrere Variablen, die jeweils integriert vom Grade eins sind, werden als kointegriert bezeichnet, wenn eine Linearkombination von ihnen stationär ist [vgl. Engle, Granger, 1987, S. 253]. Im Fall von zwei Variablen X und Y muß also ein Skalar β, der sogenannte Kointegrationsparameter, existieren, so daß

$$(30) \quad Z_t = Y_t - \beta X_t = Y_t - Y_t^*$$

stationär ist. Die Niveaus kointegrierter Variablen können sich also nicht beliebig weit voneinander entfernen, zwischen ihnen besteht ein langfristig stabiler Zusammenhang. Granger hat gezeigt, daß kointegrierte Variable als sogenanntes Fehlerkorrekturmodell

---

7 Auf diese Möglichkeit weisen einige Autoren, die selbst Granger-Kausalitätstests in ersten Differenzen durchgeführt haben, hin. Vgl. etwa Scheide [1984, S. 85].

dargestellt werden können.[8] Dieses wiederum läßt sich im bivariaten Fall ableiten aus einer rationalen Lag-Verteilung:

(31) $\left[1-b_1L-\cdots-b_iL^i-\cdots-b_qL^q\right]Y_t=\left[a_1L+\cdots+a_iL^i+\cdots+a_pL^p\right]X_t+u_t,$

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

(32) $L^i\,Y_t=Y_{t-i}.$

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

(33) $$Y_t=\frac{\sum_{i=1}^{p}a_i}{1-\sum_{i=1}^{q}b_i}\cdot X_t=\beta\,X_t=Y_t^*.$$

Die Unterstellung rationaler Lagmodelle bedeutet ökonomisch, daß sich die Variable Y, ausgelöst durch eine Veränderung von X, wegen Anpassungskosten nur schrittweise Y^* 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

(34) $Y_t=b_1\,Y_{t-1}+b_2\,Y_{t-2}+a_1\,X_{t-1}+a_2\,X_{t-2}+u_t$

um b_2Y_{t-1} und a_2X_{t-1},, so ergibt sich

(35) $Y_t=\left(b_1+b_2\right)Y_{t-1}+\left(a_1+a_2\right)X_{t-1}-b_2\left(Y_{t-1}-Y_{t-2}\right)-a_2\left(X_{t-1}-X_{t-2}\right)$

bzw. nach Bildung erster Differenzen

(36) $\Delta_1Y_t=\left(b_1+b_2-1\right)Y_{t-1}+\left(a_1+a_2\right)X_{t-1}-b_2\Delta_1Y_{t-1}-a_2\Delta_1X_{t-1}.$

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

Setzt man

$$(37)\quad \frac{a_1 + a_2}{1 - b_1 - b_2} = \beta ,$$

so erhält man:

$$(38)\quad \Delta_1 Y_t = \left(b_1 + b_2 - 1\right)\left[Y_{t-1} - \beta X_{t-1}\right] - b_2 \Delta_1 Y_{t-1} - a_2 \Delta_1 X_{t-1}.$$

Allgemein ergibt sich

$$(39)\quad \Delta_1 Y_t = \left(\bar{b}_o - 1\right) Y_{t-1} + \bar{a}_o X_{t-1} - \sum_{j=1}^{q-1} \bar{b}_j \Delta_1 Y_{t-j} - \sum_{j=1}^{p-1} \bar{a}_j \Delta_1 X_{t-j}$$

bzw. bei Ausklammerung des Kointegrationsparameters β

$$(40)\quad \Delta_1 Y_t = \left(\bar{b}_o - 1\right)\left[Y_{t-1} - \beta X_{t-1}\right] - \sum_{j=1}^{q-1} \bar{b}_j \Delta_1 Y_{t-j} - \sum_{j=1}^{p-1} \bar{a}_j \Delta_1 X_{t-j} ,$$

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

Der Term in eckigen Klammern stellt die in der Vorperiode verzeichnete Abweichung der Variable Y von ihrem gleichgewichtigen Wert βX dar. Dieser Fehler wird im Zeitablauf abgebaut, falls sich im Fall eines Fehlers mit negativem Vorzeichen Y erhöht. Den Ausdruck $Y_{t-1} - \beta X_{t-1}$ bezeichnet man dann als Fehlerkorrekturterm.

Sind zwei Variablen kointegriert, so besteht zwischen ihnen in mindestens einer Richtung Granger-Kausalität [Granger, 1988, S. 203]. Im folgenden wird gezeigt, wie im Fall von kointegrierten Variablen getestet werden kann, ob zwischen ihnen eine eindeutige Kausalitätsbeziehung besteht, ob also beispielsweise X Granger-kausal für Y und Y nicht Granger-kausal für X (kein feedback) ist. Ist dies gegeben, so gilt das Einzelgleichungsfehlerkorrekturmodell (40). Dieses impliziert, daß die Variable X im Marginalmodell

(41) $\Delta_1 X_t = c + \gamma\left[Y_{t-1} - \beta X_{t-1}\right] + \sum_{j=1}^{r} c_j \Delta_1 X_{t-j} + \sum_{j=1}^{s} d_j \Delta_1 Y_{t-j}$

weder durch den Fehlerkorrekturterm aus (40) noch durch $\Delta_1 Y_{t-j}$ beeinflußt wird, daß also

(42) $\gamma = d_1 = d_2 = \cdots = d_r = 0$ gilt.

Die Restriktion stellt sicher, daß $\Delta_1 Y_t$ durch ein Einzelgleichungsfehlerkorrekturmodell erklärt werden kann und X somit in eindeutiger Weise Granger-kausal in bezug auf Y ist. Dabei bewirkt der erste Teil der Restriktion, daß X schwach exogen bezüglich der Schätzung des Kointegrationsparameters ist [Urbain, 1991, S. 14 f.]. Schwache Exogenität stellt sicher, daß der Kointegrationsparameter ohne Informationsverlust aus dem Einzelgleichungsfehlerkorrekturmodell geschätzt werden kann [Engle, Hendry, Richard, 1983, S. 285].

Die Ergebnisse von Kausalitätstests sind nicht invariant gegenüber der Anzahl der verzögerten Variablen in Gleichung (40). Um ein "optimales" Modell zu bestimmen, sind in der Literatur zahlreiche Informationskriterien vorgeschlagen worden. In der vorliegenden Arbeit wird die Anzahl der Verzögerungen q und p gleichgesetzt und so gewählt, daß der sogenannte Final Prediction Error minimiert wird [Judge et al., 1988, S. 243 f.]. Dieses Informationskriterium entspricht der gewichteten Summe der quadierten Abweichungen der tatsächlichen von den prognostizierten Werten der endogenen Variable (SQR):

(43) $FPE = \frac{T+k}{T-k} \cdot \frac{1}{T} \cdot SQR,$

wobei T die Anzahl der Beobachtungen und k die Anzahl der Koeffizienten ist. In der Regel folgen die Residuen bei der Verzögerung, die den FPE minimiert, einem Prozeß weißen Rauschens. Diese Eigenschaft ist erforderlich, um effiziente Schätzwerte zu erhalten. Sind jedoch die Residuen beim FPE-Minimum beispielsweise autokorreliert, so wird zum Modell mit dem zweitniedrigsten FPE übergegangen. Der FPE wird im folgenden also unter der Nebenbedingung weißen Rauschens minimiert.

Wurden mit Hilfe der Methode der kleinsten Quadrate die Koeffizienten des "optimalen" Einzelgleichungsfehlerkorrekturmodells bestimmt, so wird unter Verwendung des Fehlerkorrekturterms das Marginalmodell (41) geschätzt. Dabei wird die Lag-

Länge des Einzelgleichungsfehlerkorrekturmodells übernommen. Mit Hilfe eines F-Tests wird die Gültigkeit der Restriktion (42) bzw. die Hypothese der Nicht-Granger-Kausalität überprüft.

Die Kausalitätstests wurden bisher unter der Annahme durchgeführt, die zu untersuchenden Variablen seien kointegriert. Dies könnte man vorher überprüfen, indem man dem zweistufigen Vorgehen von Engle und Granger [1987] folgend zunächst die Koeffizienten der Kointegrationsbeziehung

$$(44) \quad Y_t = a + \beta X_t + Z_t$$

schätzt. Ist das Residuum Z_t bzw. der Fehlerkorrekturterm stationär, paßt sich Y der Variablen X im Zeitablauf an bzw. sind die beiden kointegriert und der Fehlerkorrekturterm ist bei der Prüfung auf Granger-Kausalität zu berücksichtigen.[9] Alternativ läßt sich dadurch auf Kointegration testen, daß man die Signifikanz des Koeffizienten des Fehlerkorrekturterms überprüft. Kremers et al. [1992] haben gezeigt, daß ein solcher Kointegrationstest im Gegensatz zu residuengestützten Tests nicht die Gültigkeit der sogenannten Common-factor-Restriktion erfordert und somit eine höhere Güte aufweist. Die Autoren erläutern dies anhand eines vereinfachten Beispiels: Die Variablen Y und X werden durch folgenden Prozeß erzeugt:

$$(45) \quad \Delta_1 Y_t = a\, \Delta_1 X_t + b\left(Y_{t-1} - X_{t-1}\right) + \varepsilon_t$$

$$(46) \quad \Delta_1 X_t = u_t,$$

wobei ε_t und u_t voneinander unabhängige normalverteilte Störvariablen sind. Die beiden Variablen Y und X sind integriert vom Grade eins. Da das Marginalmodell (46) nicht von Y abhängt, liegt Granger-Kausalität in nur einer Richtung vor. Handelt es sich bei Y und X um logarithmierte Werte, so beschreibt a die kurzfristige Elastizität von Y in bezug auf X. Der Kointegrationsvektor für $(Y_t\ X_t)'$ sei a priori bekannt. Im Beispiel ist er (1-1)'; die langfristige Elastizität von Y in bezug auf X ist somit gleich eins. Kointegration liegt vor, falls der Koeffizient des Fehlerkorrekturterms b kleiner als Null ist. Tests auf Kointegration beziehen sich also stets auf eine Schätzung von b. Kremers et al. schlagen nun vor, das Einzelgleichungsfehlerkorrekturmodell (45) direkt nach der Methode der Kleinsten Quadrate (bezeichnet durch ^) zu schätzen:

9 Gemäß diesen Vorgehens haben Miller, Russek [1990] die Kausalität zwischen Staatseinnahmen und -ausgaben untersucht.

(47) $\Delta_1 Y_t = \hat{a}\, \Delta_1 X_t + \hat{b}\, Z_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t$, wobei

(48) $Z_t = Y_t - X_t$.

Mit Hilfe des t-Verhältnisses wird nun die Hypothese getestet, daß b gleich Null ist bzw. daß Y und X nicht kointegriert sind.

Im folgenden wird gezeigt, daß ein residuengestützter Kointegrationstest einer Schätzung von b entspricht. Zieht man von beiden Seiten von Gleichung (45) $\Delta_1 X_t$ ab, so erhält man

(49) $\Delta_1 Z_t = b\, Z_{t-1} + \left[(a-1)\,\Delta_1 X_t + \varepsilon_t\right]$.

Mit

(50) $e_t \equiv (a-1)\,\Delta_1 X_t + \varepsilon_t$

ergibt sich

(51) $\Delta_1 Z_t = b\, Z_{t-1} + e_t$.

Dies entspricht einem Dickey-Fuller-Schätzansatz, mit dessen Hilfe getestet wird, ob der Schätzwert für b signifikant von Null verschieden, der Fehlerkorrekturterm stationär ist und somit Kointegration vorliegt. Ein Dickey-Fuller-Test setzt allerdings voraus, daß e_t einem Prozeß weißen Rauschens folgt. Dies gilt mit Blick auf Gleichung (50) nur dann, wenn a gleich Eins ist. Ein residuengestützter Kointegrationstest erfordert somit, daß die kurzfristige Elastizität von Y in bezug auf X gleich Eins ist und der langfristigen Elastizität entspricht. Diese Bedingung bezeichnen Kremers et al. als "common factor restriction". Ist sie, wovon im allgemeinen auszugehen ist, nicht erfüllt, so verschlechtert sich die Güte eines residuengestützten Kointegrationstests. Deshalb wird im folgenden im Fehlerkorrekturmodell auf Kointegration getestet.

4. Empirische Ergebnisse

4.1. Die verwendeten Daten

Grundsätzlich werden bis zu Beginn der Wirtschafts- und Währungsunion mit der ehemaligen DDR am 1. Juli 1990 westdeutsche Daten und für die folgenden Quartale gesamtdeutsche verwendet. Alle Daten werden saisonbereinigt[10] und anschließend logarithmiert.

4.1.1. Die Aktivitätsvariable

Die wirtschaftliche Aktivität wird im folgenden durch die letzte inländische Güterverwendung in Preisen von 1991 gemessen.[11] Die letzte inländische Verwendung setzt sich zusammen aus privatem und staatlichem Konsum, Anlage- und Lagerinvestitionen und Importen; sie enthält nicht die Nachfrage des Auslands nach deutschen Gütern, die eher durch die Geldpolitik im Ausland als durch die im Inland beeinflußt sein dürfte. Die letzte inländische Verwendung ist somit dem Bruttoinlandsprodukt vorzuziehen.[12]

4.1.2. 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 wurde. M_1 entspricht also

[10] Verwendet wird das im Ökonometrie-Programm TSP (Version 4.2 B) implementierte multiplikative Saisonbereinigungsverfahren.

[11] Quartalsdaten der realen inländischen Verwendung für Ostdeutschland stammen aus der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung [1994]. Das Statistische Bundesamt veröffentlicht im Rahmen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen für Ostdeutschland nur Halbjahreswerte.

[12] Vgl. z.B. Scheide [1989], S. 583 f.

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 inländischen Geschäftsbanken mit dreimonatiger Kündigungsfrist.[13] 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 Umlaufsrendite festverzinslicher Wertpapiere. 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.[14] Für r_3 werden die Habenzinsen von Spareinlagen mit dreimonatiger Kündigungsfrist verwendet.[15] 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-M2-Aggregationsfunktion geschätzt:

$$(52)\quad CM2_t = M_{1,t}^{0,8148} M_{2,t}^{0,1852}.$$

Für den impliziten Index der Nutzungskosten von $CM2$ gilt:

$$(53)\quad CP2_t = \left(\sum_{l=1}^{2} P_{l,t} M_{l,t} \right) \Big/ CM2_t .$$

Weil die Nutzenfunktionen (1), (2) und (3) annahmegemäß rekursiv separabel sind, werden die Werte für $CM2$ und $CP2$ als Instrumentvariable zur Schätzung der Parameter von $CM3$ benutzt:

13 Bis Juni 1993 Spareinlagen mit gesetzlicher Kündigungsfrist.

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

15 Vgl. Fußnote 13.

(54) $CM3_t = CM2_t^{0,6342} M_{3,t}^{0,3658}$.

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

(55) $CESM2_t = \left[M_{1,t}^{-6,5542} + 0,0231\, M_{2,t}^{-6,5542}\right]^{-0,1526}$.

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

(56) $CESM3_t = \left[CESM2_t^{-0,3603} + 0,4954\, M_{3,t}^{-0,3603}\right]^{-2,7755}$.

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.[16]

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 monatsdurchschnittlich vorliegenden Werte für Summen- und zinsgewichtete Geldmengenaggregate werden zu Quartalswerten konvertiert, saisonbereinigt und anschließend logarithmiert. Von den so transformierten Werten werden die des saisonbereinigten und logarithmierten Deflators der letzten inländischen Verwendung abgezogen, um reale Geldmengen zu erhalten.

4.2. Die statistischen Eigenschaften der Zeitreihen

Um Granger-Kausalitätstests durchführen zu können, ist zunächst mit Hilfe von DF- bzw. ADF-Tests zu überprüfen, ob die reale inländische Verwendung sowie die realen Geldmengen stationär sind.

16 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.].

Zunächst werden die Niveaus der Zeitreihen getestet (obere Hälfte von Tabelle 1). Die Nullhypothese, die jeweilige Zeitreihe ist nicht-stationär, kann in keinem der Fälle abgelehnt werden. Dagegen wird die Nullhypothese bei Verwendung der ersten Differenzen der logarithmierten Zeitreihen meist bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 vH zurückgewiesen (untere Hälfte von Tabelle 1). Die Zeitreihen sind somit integriert vom Grade Eins, die notwendige Bedingung für Kointegration ist erfüllt. Im

Tabelle 1 — Einheitswurzeltests für reale Geldmengen und reale inländische Verwendung[1]

Variable	Testspezifikation[2]	Breusch-Godfrey-LM(1)-Teststatistik[3]	Breusch-Godfrey-LM(4)-Teststatistik[3]	DF- bzw. ADF-Teststatistik
LSM1R	C,T,1	1,40	3,62	–1,25
LSM2R	C,T,2	0,82	3,64	–1,08
LSM3R	C,T,0	2,14	2,71	–1,41
LTM2R	C,T,1	1,98	3,96	–0,95
LTM3R	C,T,1	$0{,}36 \cdot 10^{-2}$	0,94	–1,80
LCM2R	C,T,2	2,26	2,72	–1,29
LCM3R	C,T,1	$0{,}13 \cdot 10^{-2}$	0,93	–1,83
LCESM2R	C,T,0	1,95	3,51	–1,15
LCESM3R	C,T,1	0,09	0,58	–2,08
LIV91	C,T,0	0,07	7,71	–0,98
Δ_1LSM1R	C,0	1,03	3,67	–6,65***
Δ_1LSM2R	C,1	0,84	3,42	–4,12***
Δ_1LSM3R	C,0	0,36	1,52	–7,29***
Δ_1LTM2R	C,0	1,91	3,99	–6,74***
Δ_1LTM3R	C,0	0,20	1,38	–6,91***
Δ_1LCM2R	C,1	2,51	2,86	–4,22***
Δ_1LCM3R	C,0	0,15	1,50	–6,89***
Δ_1LCESM2R	C,0	0,59	1,97	–7,11***
Δ_1LCESM3R	C,0	0,60	1,52	–7,06***
Δ_1LIV91	C,2	0,23	1,71	–3,20**

[1] Datenbasis: 75.2–93.3; Geldmengen mit Deflator der inländischen Verwendung preisbereinigt. — [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] Chi-Quadrat-Version, in Klammern die Ordnung des autoregressiven Prozesses. — * (**, ***) = signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 % (5 %, 1 %).

folgenden wird zunächst unterstellt, reale Geldmengen und reale wirtschaftliche Aktivität seien kointegriert. Kausalitätstests werden deshalb anhand eines Einzelgleichungsfehlerkorrekturmodells und des zugehörigen Marginalmodells durchgeführt. Die hierfür erforderlichen Schätzungen erlauben es auch, die Annahme zu testen, die Variablen seien kointegriert.

4.3. Kausalitätstests im Fehlerkorrekturmodell

Um zu untersuchen, ob ein nach einem bestimmten Verfahren gebildetes reales Geldmengenaggregat *XMLR* Granger-kausal in bezug auf die reale inländische Verwendung *IV*91 ist, sind die Parameter des folgenden Einzelgleichungsfehlerkorrekturmodells zu bestimmen:

$$(57)\quad \Delta_1 LIV91_t = c + \left(\bar{b}_0 - 1\right) LIV91_{t-1} + \bar{a}_0 LXMLR_{t-1} - \sum_{j=1}^{q} \bar{b}_j \Delta_1 LIV91_{t-j}$$

$$- \sum_{j=1}^{q} \bar{a}_j \Delta_1 LXMLR_{t-j} + \gamma_1 D90.3 + \gamma_2 D92.1 + u_t,$$

wobei *L* den natürlichen Logarithmus einer Variable und *c* eine Konstante bezeichnet; *D*90.3 ist eine Dummy-Variable, die im dritten Quartal 1990 den Wert Eins annimmt. Dies berücksichtigt, daß beginnend mit der Wirtschafts- und Währungsunion mit der ehemaligen DDR zum 1. Juli 1990 gesamtdeutsche Daten verwendet werden. Die Dummy-Variable *D*92.1 steht für Sonderfaktoren, die im ersten Quartal 1992 positiv auf die gesamtwirtschaftliche Produktion wirkten: Eine außergewöhnlich milde Witterung begünstigte die Bautätigkeit. Außerdem produzierten viele Unternehmen wegen befürchteter Arbeitskämpfe auf Lager [Boss et al., 1992, S. 134]. Die Lag-Länge *q* wird so gewählt, daß der Final Prediction Error unter der Nebenbedingung minimiert wird, die Residuen seien weißes Rauschen.

Das Marginalmodell hat folgende Form:

$$(58)\quad \Delta_1 LXMLR_t = c + \gamma\ FKT_{t-1} + \sum_{j=1}^{q} c_j \Delta_1 LXMLR_{t-j}$$

$$+ \sum_{j=1}^{q} d_j \Delta_1 LIV91_{t-j} + \delta_1\ D86.1 + \delta_2\ D90.3 + \delta_3\ D92.4 + v_t,$$

wobei *FKT* der aus dem obigen Einzelgleichungsfehlerkorrekturmodell berechnete Fehlerkorrekturterm ist.

Die Dummy-Variable *D*86.1 berücksichtigt neben anderen Sonderfaktoren, daß zu Beginn des Jahres 1986 ein großes Industrievermögen (Flick-Konzern) verkauft wurde [Deutsche Bundesbank, 1986, S. 10]. Die Dummy-Variable *D*92.4 steht dafür, daß im September und Oktober 1992 im Zuge der Turbulenzen im Europäischen Währungssystem umfangreiche Geldzuflüsse auf dem Ausland stattfanden [Deutsche Bundesbank, 1992, S. 14].

Die Lag-Länge q, die bei einer Schätzung des Einzelgleichungsfehlerkorrekturmodells den Final Prediction Error minimiert, stellt in den meisten Fällen sicher, daß die Residuen einem Prozeß weißen Rauschens folgen (Tabelle 2). Im Fall von *CESM2R* kann allerdings trotz Veränderung der Lag-Länge die Hypothese, die Residuen folgen einem autoregressiven Prozeß der Ordnung vier, nur bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 vH zurückgewiesen werden (Lagrange-Multiplikator-Test nach Breusch [1978] und Godfrey [1978]). Außerdem zeigt sich, daß die quadrierten Residuen nicht durch einen autoregressiven Prozeß der Ordnung Eins beschrieben werden können (ARCH(1)-Test) und daß die Residuen normalverteilt sind (Normalitätstest nach Jarque, Bera [1987]). Der Chow-Test überprüft die Hypothese, daß sich zu Beginn der Wirtschafts- und Währungsunion mit der ehemaligen DDR kein Strukturbruch ereignet hat. Da seit dem dritten Quartal 1990 zu wenig Beobachtungen für eine getrennte Schätzung des Modells vorliegen, wird die Prognose-Version des Chow-Tests verwendet [Gollnick, Thiel, 1980, S. 122–124]. Diesem Test zufolge hat die Wirtschafts- und Währungsunion den Zusammenhang zwischen den unterschiedlich berechneten realen Geldmengenaggregaten und der realen Geldmenge nicht gestört.

Die t-Teststatistik des Fehlerkorrekturterms überprüft die Hypothese, daß reale Geldmenge und reale inländische Verwendung nicht kointegriert sind bzw. daß in Gleichung (57)

$$(59)\quad \bar{b}_o - 1 = 0$$

gilt. Diese Hypothese kann bis auf *SM2R* bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 vH zurückgewiesen werden. Der Kointegrationsparameter

$$(60)\quad \beta = -\frac{\hat{\bar{a}}_o}{\hat{\bar{b}}_o - 1}$$

Tabelle 2 — Tests auf Nicht-Granger-Kausalität zwischen realen Geldmengen und realer inländischer Verwendung[1]

Verursachende Variable	Anzahl der Verzögerungen	Bestimmtheitsmaß in vH	Final Prediction Error	Kointegrationsparameter	t-Teststatistik des Fehlerkorrekturterms	F-Test auf Nicht-Granger-Kausalität	Breusch-Godfrey-LM(1)-Teststatistik[2]	Breusch-Godfrey-LM(4)-Teststatistik[2]	ARCH(1)-Teststatistik[3]	Jarque-Bera-Teststatistik	Chow-Teststatistik[4]
SM1R	4	72,36	$1{,}4056 \cdot 10^{-4}$	0,62	–3,92***	1,53	1,93	4,89	0,39	1,56	0,67
SM2R	2	61,03	$1{,}7561 \cdot 10^{-4}$	0,48	–2,32**	0,82	1,29	6,43	0,50	0,24	0,36
SM3R	3	66,30	$1{,}6126 \cdot 10^{-4}$	0,64	–2,78***	1,28	1,09	6,24	0,26	0,58	0,33
TM2R	4	72,51	$1{,}3978 \cdot 10^{-4}$	0,65	–3,87***	1,68	2,01	6,86	0,30	0,34	0,97
TM3R	2	66,50	$1{,}5094 \cdot 10^{-4}$	0,81	–3,09***	4,66***	2,62	6,22	0,12	0,64	1,15
CM2R	4	70,94	$1{,}4778 \cdot 10^{-4}$	0,57	–3,53***	1,33	1,39	5,87	0,05	0,50	0,57
CM3R	4	70,00	$1{,}5256 \cdot 10^{-4}$	0,68	–3,26***	3,78***	0,59	3,81	0,47	0,88	0,67
CESM2R	4	68,68	$1{,}5926 \cdot 10^{-4}$	0,53	–2,84***	1,18	2,27	9,84**	0,42	0,30	0,58
CESM3R	4	68,70	$1{,}5918 \cdot 10^{-4}$	0,66	–2,86***	2,49**	1,11	6,27	0,88	0,50	0,49

[1] Datenbasis: 75.2–93.3, Geldmengen mit Deflator der inländischen Verwendung preisbereinigt, Einzelgleichungsfehlerkorrekturmodell gemäß Gleichung (57), Marginalmodell gemäß (58). — [2] Chi-Quadrat-Version, in Klammern die Ordnung des autoregressiven Prozesses. — [3] Chi-Quadrat-Version. — [4] Prognose-Version, Strukturbruch zwischen 90.2 und 90.3. — * (**, ***) = signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH (5 vH, 1 vH).

gibt die langfristige Elastizität der realen inländischen Verwendung in bezug auf die jeweiligen realen Geldmengenaggregate an. Diese hat in allen Fällen das erwartete positive Vorzeichen.

Mit Hilfe eines F-Tests wird nun im Marginalmodell (58) überprüft, ob die realen Geldmengen in eindeutiger Weise Granger-kausal in bezug auf die reale inländische Verwendung sind bzw. ob

(61) $\gamma = d_1 = \cdots = d_q = 0$

gilt. Diese Hypothese kann im Fall von *TM3R*, *CM3R* und *CESM3R* zurückgewiesen werden. Da Granger-Kausalität in eindeutiger Richtung im Fall von SM3R gegeben ist, scheinen zinsgewichtete Geldmengen auf dem Aggregationsniveau 3 nicht besser geeignet, die wirtschaftliche Aktivität zu erklären. Auf dem Aggregationsniveau 2 erweisen sich dagegen alle realen Geldmengen als Granger-kausal. Gemessen am Final Prediction Error weist *TM2R* die höchste Erklärungskraft auf; sie entspricht ungefähr der von *SM1R*.

Kausalitätstests zwischen Geldmengenaggregaten und wirtschaftlicher Aktivität sind bisher fast ausschließlich in ersten Differenzen durchgeführt worden. Für Deutschland ist die möglicherweise von zinsgewichteten Geldmengenaggregaten ausgehende Kausalität weder in ersten Differenzen noch unter zusätzlicher Berücksichtigung von Langfristbeziehungen untersucht worden. Insofern sind die vorgestellten Ergebnisse nur bedingt mit denen anderer Autoren vergleichbar.

Was die Summenaggregate betrifft, kommen die bisher durchgeführten Studien vor allem bei der Frage der Exogenität der Geldmengen nicht immer zu gleichen Resultaten. Dies dürfte daran liegen, daß die Verfasser unterschiedliche ökonometrische Vorgehensweisen, Daten oder Untersuchungszeiträume wählen. Dennoch erweist sich *SM1* für Deutschland — wie auch in der vorliegenden Untersuchung — häufig besser zur Prognose der Konjunktur geeignet als Geldmengen höherer Aggregationsstufen. Scheide [1984, S. 73–79], der Granger-Kausalitätstests zwischen summarischen Geldmengenaggregaten und realer inländischer Verwendung nach dem Verfahren von Hsiao [1979] durchführt, zeigt, daß *SM1* verglichen mit anderen Aggregaten bezüglich der wirtschaftlichen Aktivität den höchsten Erklärungswert aufweist und nicht von ihr beeinflußt wird. Döpke, Gern [1993] zeigen — ebenfalls mit Hilfe des Hsiao-Verfahrens —, daß *SM1* verursachende Variable für das reale Bruttoinlandsprodukt ist. Ohne Kausalitätstests im eigentlichen Sinne durchzuführen, weist Smeets [1989, S. 320] mit Hilfe des zweistufigen Kointegrationstests nach Engle und

Granger [1987] nach, daß *SM1* im Vergleich zu *SM2* und *SM3* langfristig den engsten Zusammenhang mit dem realen Sozialprodukt aufweist. Reimers [1992] zeigt, daß in einem vektorautoregressiven Modell Granger-Kausalität von *SM1* zum realen Bruttosozialprodukt (BSP) besteht, nicht jedoch von *SM2* zum BSP. Allerdings erweisen sich beide Geldmengenaggregate als vom BSP beeinflußt. Für die USA ergibt sich nach Barnett, Spindt, Offenbacher [1981, S. 28–34; 1984, S. 1054–1057], daß Törnqvist-Geldmengenaggregate Granger-kausal in bezug auf das reale Bruttosozialprodukt sind, während dies für Summenaggregate nicht eindeutig gezeigt werden kann. Außerdem erweisen sich zinsgewichtete Aggregate als exogen. Nach Rotemberg, Driscoll, Poterba [1991, S. 27–30] sind Törnqvist-Geldmengenaggregate den Summenaggregaten nur auf dem Aggregationsniveau 3 überlegen.

5. Zusammenfassung

In Fehlerkorrekturmodellen durchgeführte Granger-Kausalitätstests ergeben für Deutschland, daß die realen summarischen Geldmengenaggregate *SM1*, *SM2* und *SM3* ebenso wie die zinsgewichteten Geldmengen des Aggregationsniveaus 2 Granger-kausal in bezug auf die reale inländische Verwendung sind und ihrerseits nicht von der realen wirtschaftlichen Aktivität beeinflußt werden. Eine solche eindeutige Granger-Kausalität zeigt sich nicht bei zinsgewichteten Geldmengen des Aggregationsniveaus 3. Zwar weisen zinsgewichtete Geldmengen auf dem Aggregationsniveau 2 eine leicht engere Beziehung zur wirtschaftlichen Aktivität auf. Insgesamt lassen sich die Ergebnisse aber dahingehend zusammenfassen, daß die Berechnung zinsgewichteter Geldmengenaggregate Konjunkturprognosen vermutlich nicht nennenswert verbessern kann.

Literaturverzeichnis

BARNETT, William A., "The User Cost of Money". Economics Letters, Vol. 1, 1978, S. 145-149.

—, Edward K. OFFENBACHER, Paul A. SPINDT, Empirical Comparisions of Divisia and Simple Sum Monetary Aggregates. Special Studies Paper, Division of Research and Statistics, Federal Reserve Board, Nr. 158. Washington, D.C. 1981.

—, —, —, "The New Divisia Monetary Aggregates". Journal of Political Economy, Vol. 92, 1984, S. 1049-1085.

—, Douglas FISHER, Apostolos SERLETIS, "Consumer Theory and the Demand for Money." Journal of Economic Literature, Vol. 30, 1992, S. 2086-2119.

BOSS, Alfred, Malte FISCHER, Enno LANGFELDT, Eckhard NITSCHKE, Klaus-Werner SCHATZ, Peter TRAPP, "Konjunktur im Banne von Verteilungskämpfen". Die Weltwirtschaft, Heft 2, 1992, S. 134-152.

BREUSCH, Trevor S., "Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models." Australian Economic Papers, Vol. 17, 1978, S. 334-355.

CHETTY, V. Karuppan, "On Measuring the Nearness of Near-monies." The American Economic Review, Vol. 59, 1969, S. 270-281.

DEUTSCHE BUNDESBANK, Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, März 1986.

—, Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, Dezember 1992.

DEUTSCHES INSTITUT FÜR WIRTSCHAFTSFORSCHUNG, Sozialprodukt und Einkommenskreislauf, vierteljährliche volkswirtschaftliche Gesamtrechnung für Ostdeutschland. Berlin, März 1994.

DICKEY, David A., Wayne A. FULLER, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root". Econometrica, Vol. 49, 1981, S. 1057-1072.

DIEWERT, W. Erwin, "Exact and Superlative Index Numbers." Journal of Econometrics, Vol. 4, 1976, S. 115-145.

DÖPKE, Jörg, Klaus-Jürgen GERN, Indikatoren für die konjunkturellen Wirkungen der Geldpolitik. Institut für Weltwirtschaft, Kieler Arbeitspapier, 593, 1993.

DOWNES, H. Leon, "Testing for Unit Roots. An Empirical Investigation". Economics Letters, Vol. 24, 1987, S. 231-235.

ENGLE, Robert F., David F. HENDRY, Jean-Francois RICHARD, "Exogeneity". Econometrica, Vol. 51, 1983, S. 277-304.

—, Clive W.J. GRANGER, "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing." Econometrica, Vol. 55, 1987, S. 251-276.

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.

GOLLNICK, Heinz, Norbert THIEL, Ökonometrie. Stuttgart 1980.

GRANGER, Clive W.J., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods". Econometrica, Vol. 37, 1969, S. 424-438.

—, "Testing for Causality. A Personal Viewpoint". Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 2, 1980, S. 329-352.

—, "Some Recent Developments in a Concept of Causality". Journal of Econometrics, Vol. 39, 1988, S. 199-211.

HANSEN, Gerd, Quantitative Wirtschaftsforschung. München 1993.

HSIAO, Cheng, "Causality Tests in Econometrics". Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 1, 1979, S. 321-346.

ISSING, Otmar, Karl-Heinz TÖDTER, Hans-Eggert REIMERS, "Zinsgewichtete Geldmengenaggregate und M3 — ein Vergleich." Kredit und Kapital, Vol. 26, 1993, S. 1-21.

JARQUE, Carlos M., Amil K. BERA. "A Test for Normality of Observations and Regression Residuals". International Statistical Review, Vol. 55, 1987, S. 163-172.

JUDGE, George G., William GRIFFITHS, R. Carter HILL, Helmut LÜTKEPOHL, Tsoung-Chao LEE, The Theory and Practice of Econometrics, 2. Aufl. New York 1985.

KRÄMER, Jörg Wilhelm [1994a], Theorie und empirische Bestimmung zinsgewichteter Geldmengenaggregate. Institut für Weltwirtschaft, Kieler Arbeitspapier, 620, 1994.

— [1994b], Zinsgewichtete Geldmengenaggregate und Preisniveau. Institut für Weltwirtschaft, Kieler Arbeitspapier, 635, 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.

MACKINNON, James G., "Critical Values for Cointegration Tests". UCSD Economics Discussion Paper 90-4, 1990, S. 1-14.

MILLER, Stephen M., Frank S. RUSSEK, "Co-Integration and Error-Correction Models: The Temporal Causality between Government Taxes and Spending". Southern Economic Journal, Vol. 57, 1990, S. 221-229.

REIMERS, Hans-Eggert, "Einige empirische Befunde zur kausalen Richtung des Geldes für die Bundesrepublik Deutschland". Wirtschaftswissenschaftliche Beiträge, Band 60, Ökonometrie und Monetärer Sektor, 1992.

ROTEMBERG, Julio J., John C. DRISCOLL, James M. POTERBA, Money, Output, and Prices: Evidence from a New Monetary Aggregate. National Bureau of Economic Research, Working Paper Nr. 3824, 1991.

SCHEIDE, Joachim, Geldpolitik, Konjunktur und rationale Erwartungen. Kieler Studien, 188, 1984.

—, "On Real and Monetary Causes for Business Cycles in West Germany". Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik, 1989, S. 583-595.

SCHLITTGEN, Rainer, Bernd STREITBERG, Zeitreihenanalyse. München 1984.

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.

SMEETS, Heinz-Dieter, "Zum längerfristigen Zusammenhang zwischen monetären Aggregaten und wirtschaftlicher Aktivität". Jahrbuch für Sozialwissenschaft, Vol. 40, 1989, S. 316-322.

TÖDTER, Karl-Heinz, Eine transaktionsorientierte Geldmenge. Diskussionspapier anläßlich des Symposiums zur "Geldnachfrage nach der deutschen Vereinigung", Frankfurt 1993.

TÖRNQVIST, Leo, "The Bank of Finland's Consumption Price Index." Bank of Finland, Monthly Bulletin, No. 10, 1936, S. 27-34. Wiederabgedruckt in: TÖRNQVIST, L., Collected Scientific Papers of Leo Törnqvist. Helsinki 1981, S. 113-120.

URBAIN, Jean-Pierre, On Weak Exogeneity in Error Correction Models. Centre de Recherches Economiques et Démographiques de Liège. Research Papers, No. 9103, 1991.