Krämer, Jörg W.

Working Paper

Lassen sich zinsgewichtete Geldmengen besser steuern als gewöhnliche Geldmengen?

Kiel Working Papers, No. 657

Provided in cooperation with:
Institut für Weltwirtschaft (IfW)

Suggested citation: Krämer, Jörg W. (1994) : Lassen sich zinsgewichtete Geldmengen besser steuern als gewöhnliche Geldmengen?, Kiel Working Papers, No. 657, http://hdl.handle.net/10419/46854

Kieler Arbeitspapiere
Kiel Working Papers

Kieler Arbeitspapier Nr. 657

Lassen sich zinsgewichtete Geldmengen besser steuern als gewöhnliche Geldmengen?

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. 657

Lassen sich zinsgewichtete Geldmengen besser steuern als gewöhnliche Geldmengen?

von
Jörg W. Krämer

November 1994

Inhaltsverzeichnis

1. Einleitung

Weil in zinsgewichteten Geldmengenaggregaten unverzinsliche Komponenten wie Bargeld und Sichteinlagen ein größeres Gewicht haben als in summarisch berechneten Aggregaten, weisen zinsgewichtete Geldmengen im allgemeinen eine höhere Zinselastizität auf. Daraus wird vielfach gefolgert, zinsgewichtete Geldmengenaggregate seien von der Notenbank besser steuerbar als Summenaggregate [Tödter, 1993, S. 20]. Diese Frage soll für Deutschland empirisch untersucht werden. Unter Steuerbarkeit wird dabei die Genauigkeit verstanden, mit der die Notenbank bei gegebenem geldpolitischen Instrumenteeinsatz die zukünftige Geldmengenentwicklung prognostizieren kann.

Nachdem ein Überblick über die Theorie und Berechnungsweise zinsgewichteter Geldmengenaggregate (Abschnitt 2) gegeben worden ist, werden die der Bundesbank zur Verfügung stehenden geldpolitischen Instrumente beschrieben (Abschnitt 3) und dargestellt, wie mit deren Einsatz die Geldmenge gesteuert werden kann (Abschnitt 4). Mit Hilfe der im fünften Abschnitt beschriebenen statistischen Verfahren wird untersucht, mit welcher Genauigkeit die unterschiedlichen Summen- und zinsgewichteten Geldmengenaggregate prognostiziert werden können (Abschnitt 6). Abschnitt 7 faßt die Ergebnisse zusammen.

2. Zinsgewichtete Geldmengenaggregate — ein Überblick[1]

Das von der Bundesbank gesteuerte Geldmengenaggregat *M*3 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

1 Theorie und Berechnungsweise 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 an[3]; als Aggregationsfunktionen dienen folgende rekursiv-separable Nutzenfunktionen [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) $XM1 = U_1$

---

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, 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.

(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).

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

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 linearhomogene Cobb-Douglas-Funktion

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

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 [Tödter, 1993, S. 10].

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

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

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

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

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:

$$(12) \qquad Q_{1,0} = \frac{XM1(M_1)}{XM1(M_0)},$$

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

---

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.

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 [Diewert, 1976, S. 116/7].

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

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

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

Die Zuwachsrate von *TM*1 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. Der Geldangebotsprozeß in der Bundesrepublik Deutschland

Die Deutsche Bundesbank verfügt über zahlreiche Instrumente, um die Geldmenge zu steuern. Die wichtigsten sind:

— der Ankauf von Wechseln

— die Beleihung von Wertpapieren

— Wertpapierpensionsgeschäfte

— Instrumente im Rahmen der Feinsteuerung.

Handelswechsel sowie Schatzwechsel des Bundes, der Länder und der Sondervermögen des Bundes, die bestimmten Mindestanforderungen genügen, darf die Bundesbank gem. § 19 des Bundesbankgesetzes (BbkG) zu einem von ihr festgelegten Satz, dem Diskontsatz, im Verkehr mit Geschäftsbanken kaufen. Im Gegenzug gewährt die Bundesbank den Geschäftsbanken Kredit. Die Höhe des den Geschäftsbanken insgesamt zur Verfügung stehenden Diskontkredits ist beschränkt [Deutsche Bundesbank, 1993, S. 53].

Die Bundesbank darf gem. § 19 Abs. 1 Nr. 3 BbkG den Geschäftsbanken Darlehen gegen Verpfändung von bestimmten Wertpapieren und Schuldbuchforderungen gewähren, um vorübergehende Liquiditätsbedürfnisse zu decken. Den hierfür berechneten Lombardzins bestimmt die Zentralbank; er lag bisher — dem Ausnahmecharakter des Lombardkredits entsprechend — stets oberhalb des Diskontsatzes [Deutsche Bundesbank, 1993, S. 56–59].

Im Rahmen von Pensionsgeschäften kauft die Bundesbank gem. § 21 BbkG den Geschäftsbanken Wertpapiere ab und gewährt ihnen im Gegenzug Einlagen. Die Geschäftsbanken verpflichten sich beim Verkauf der Papiere, diese nach einer bestimmten Zeit wieder zurückzukaufen. Das Volumen von Wertpapierpensionsgeschäften legt die Bundesbank fest ("Tenderverfahren"). Beim Zinstender geben die Geschäftsbanken sowohl das Volumen als auch den Zinssatz an, zu dem sie das Geschäft abschließen wollen. Berücksichtigt werden dabei die Geschäftsbanken, deren Zinsgebot gleich oder größer als jener Satz ist, der Angebot und Nachfrage an Wertpapieren ausgleicht. Beim sogenannten Mengentender legt dagegen die Bundesbank den Zins fest. Nachfrage und Angebot stimmen bei dieser Form der Ausschreibung nur zufällig überein [Deutsche Bundesbank, 1993, S. 34–36].

Neben den beschriebenen Instrumenten setzt die Bundesbank im Rahmen der sogenannten "Feinsteuerung" auch solche ein, die die Situation auf dem Geldmarkt in kürzester Frist beeinflussen können. Ziel ist es, starke Schwankungen der Tagesgeldzinsen zu vermeiden. Dazu dienten bisher in erster Linie Einlagen des Bundes bei der Bundesbank, die diese gem. § 17 BbkG vorübergehend den Geschäftsbanken zur Verfügung stellte. Da Bund und Länder seit Januar 1994 nicht mehr gezwungen sind, zinslose Einlagen bei der Bundesbank zu unterhalten, verliert dieses Instrument seitdem an Bedeutung. Neben § 17-Geldern hat die Bundesbank als Feinsteuerungsinstrument Devisenswaps eingesetzt. Dabei kauft sie von den Geschäftsbanken US-Dollar per Kasse und verkauft sie wieder per Termin. Seit 1988 setzt die Bundesbank bei ihren Feinsteuerungsoperationen zunehmend Wertpapierpensionsgeschäfte mit teilweise eintägiger Laufzeit ein ("Schnelltender") [Deutsche Bundesbank, 1994, S. 68–70].

Die Bedeutung von Wertpapierpensionsgeschäften zur Refinanzierung der Geschäftsbanken hat sich in den vergangenen zehn Jahren erhöht. Deckten die Geschäftsbanken 1985 reichlich 35 vH ihres Bedarfs an Geldbasis durch Wertpapierpensionsgeschäfte, so waren es Ende 1993 ungefähr 70 vH. Entsprechend hat die Bedeutung von Diskontkrediten nachgelassen.[7] Diese Entwicklung ist von der Bundesbank gewünscht. Da Wertpapierpensionsgeschäfte im Vergleich zu Diskontkrediten — die Restlaufzeit der zum Diskont eingereichten Wechsel beträgt rund 70 Tage — eine wesentlich kürzere Laufzeit (2 Wochen) haben, sind sie besser geeignet, die Geldbasis dem Liquiditätsbedarf der Geschäftsbanken anzupassen. Dementsprechend ist der bei Wertpapierpensionsgeschäften fällige Zins der wichtigste Indikator für die Zinspolitik der Bundesbank geworden [Neumann, von Hagen, 1991, S. 25]. Er bestimmt maßgeblich den Satz für zwischen Geschäftsbanken gehandelte Zentralbankeinlagen.

Die Beschreibung der geldpolitischen Instrumente macht zweierlei deutlich:

1. Die Bundesbank will in erster Linie die Geldmarktzinsen und nicht die Geldbasis steuern [Willms, 1993, S. 12 f.]. Als alleiniger Anbieter von Basisgeld fixiert sie also dessen Preis (Preis-Regime). Dies zeigt sich daran, daß die Bundesbank in Phasen stark schwankender Geldmarktsätze ihr Feinsteuerungsinstrumentarium zur Stabilisierung der Zinsen nutzt und Wertpapierpensionsgeschäfte als Mengentender ausgeschreibt.

2. Prinzipiell ist die Bundesbank in der Lage, die Geldbasis exakt zu steuern (Geldbasis-Regime). Dazu eignen sich insbesondere Zinstender.

7 Vgl. Tabelle bei Deutscher Bundesbank [1994, S. 66].

4. Das Geldmengenkontrollproblem und dessen Lösung

Die mit Hilfe eines bestimmten Aggregationsverfahrens gebildete Geldmenge mit ihren Komponenten Bargeld und Einlagen der Nichtbanken bei Geschäftsbanken wird nicht nur von der Zentralbank, sondern auch von Geschäftsbanken und Nichtbanken beeinflußt [Brunner, 1968]. Die Notenbank steht nun vor dem Problem, ihre Preis- bzw. Mengeninstrumente so einzusetzen, daß sich die Geldmenge entsprechend ihrer Zielvorstellung entwickelt. Diese Aufgabe wäre einfach zu lösen, wenn die Beziehung zwischen den geldpolitischen Instrumenten und der Geldmenge deterministisch wäre. Da sich jedoch nicht alle erklärenden Variablen in einer Analyse berücksichtigen lassen und somit latente Variablen vorhanden sind, ist die Beziehung nicht deterministisch, sondern stochastisch.

Um die Geldmenge trotzdem steuern zu können, sollte die Notenbank ein operationales Ziel X wählen, an dem sie ihren täglichen Instrumenteeinsatz ausrichtet. Der Wert dieses operationalen Ziels X^* ist so zu wählen, daß es in Einklang steht mit dem angestrebten Niveau einer nach einem bestimmten Aggregationsverfahren gebildeten Geldmenge (XML^*):

$$(15) \quad X_t = X_t^*, \; E\left(XML_t / I_t, X_t^*\right) = XML_t^*,$$

wobei I_t die der Notenbank zur Verfügung stehende Informationsmenge (ohne X_t) und E der bedingte Erwartungswert ist.

Ein operationales Ziel X muß drei Anforderungen erfüllen:

1. Es muß laufend beobachtbar sein. Dies stellt sicher, daß die Notenbank Abweichungen vom operationalen Ziel sofort erkennt.
2. Die Notenbank muß in der Lage sein, durch den Einsatz ihrer geldpolitischen Instrumente das operationale Ziel, etwa im Fall von Abweichungen, zu steuern.
3. Die Beziehung zwischen dem operationalen Ziel und der Geldmenge, dem Zwischenziel der Geldpolitik, muß hinreichend genau prognostizierbar sein [von Hagen, 1988, S. 92].

Als operationale Ziele werden üblicherweise die Geldbasis oder Geldmarktzinsen betrachtet. Im folgenden werden die auf sie bezogenen Anforderungen diskutiert:

1. Die Geldbasis ist unmittelbar beobachtbar, weil der Einsatz aller geldpolitischen Instrumente mit der Schaffung bzw. Vernichtung von Basisgeld verbunden ist. Geldmarktzinsen werden laufend an den Finanzmärkten notiert.

2. Insbesondere durch den Einsatz von Zinstendern kann die Notenbank die Geldbasis exakt kontrollieren. Geldmarktsätze beziehen sich zwar auf zwischen Geschäftsbanken gehandelte und somit überschüssige Zentralbankeinlagen. Da aber alleine die Notenbank zusätzliche Zentralbankeinlagen schaffen kann, ist sie in der Lage, die Knappheitsverhältnisse und damit die Zinsen am Geldmarkt weitgehend autonom zu bestimmen. Dazu eignen sich beispielsweise Mengentender.

3. Um die Geldmenge *XML* zu prognostizieren, ist es hilfreich, diese als

   (16) $XML_t \equiv m_{XML,t} \cdot B_t$

   bzw. in logarithmischer Schreibweise als

   (17) $LXML_t \equiv m_{LXML,t} + LB_t,$

   zu definieren, wobei m_{XML} der Geldmengenmultiplikator und B die Geldbasis ist. Fehler bei der Prognose der Geldmenge gehen auf solche bei der Prognose des Multiplikators (ξ) sowie der Geldbasis (ε) zurück [von Hagen, 1989, S. 93]:

   (18) $LXML_t = E(m_{LXML,t} / I_t, X_t) + \xi_t + E(LB_t / I_t, X_t) + \varepsilon_t.$

   Die Prognose des Multiplikators und der Geldbasis gründen auf zwei Arten von Informationen: Erstens einen Vektor verzögerter Variablen Z_{t-1}, der alle Informationen bis einschließlich der Periode t-1 enthält. Zweitens das von der Notenbank in Periode t angestrebte operationale Ziel X [von Hagen, 1990, S. 645]:

   (19) $E(m_{LXML,t} / I_t, X_t) = h_m(Z_{t-1}) + \alpha X_t$

   (20) $E(LB_t / I_t, X_t) = h_B(Z_{t-1}) + \beta X_t.$

   Ist die Geldbasis das operationale Ziel, so ist die Geldbasis determiniert:

   (21) $\varepsilon_t = 0$ für alle t.

   Unter dem Geldbasis-Regime entspricht die Varianz des Fehlers bei der Prognose der Geldmenge (σ^2_{LXML}) also der Varianz des Prognosefehlers des Multiplikators $(\sigma^2_{m_{LXML}})$:

$$(22) \quad \sigma^2_{LXML} = \sigma^2_{m_{LXML}} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\xi_t^2,$$

wobei T die Länge des Prognose-Intervalls ist. Ist dagegen der von der Notenbank gesetzte Zins operationales Ziel (Preis-Regime), so sind sowohl der Multiplikator als auch die Geldbasis endogen. Für die Varianz des Geldmengenprognosefehlers gilt[8]:

$$(23) \quad \sigma^2_{LXML} = \sigma^2_{m_{LXML}} + 2\,\sigma_{m_{LXML},LB} + \sigma^2_{LB},$$

$$\text{wobei } \sigma^2_{LB} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\varepsilon_t^2 \text{ und } \sigma_{m_{LXML},LB} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\xi\ \varepsilon_t .$$

Eine notwendige Bedingung dafür, daß der Prognosefehler eines bestimmten Geldmengenaggregats unter dem Preis-Regime niedriger ist als unter dem Geldbasis-Regime, ist, daß die Kovarianz zwischen dem Multiplikator-Prognosefehler und dem Geldbasis-Prognosefehler negativ ist. Dies ist beispielsweise der Fall, wenn plötzlich etwa wegen der Einführung von Kreditkarten das von den Nichtbanken gewünschte Bargeld/Sichteinlagen-Verhältnis sinkt und es so zu einem positiven Prognosefehler beim Multiplikator kommt. Um den Nichtbanken eine bestimmte Menge Einlagen zu gewähren, benötigen die Geschäftsbanken nun weniger Basisgeld; der Fehler bei der Prognose der Geldbasis ist negativ.

Im folgenden wird gezeigt, mit welchen statistischen Verfahren die Notenbank den Multiplikator bzw. die Geldbasis prognostizieren kann.

5. Empirische Methoden zur Prognose von Geldmengenmultiplikatoren

5.1. Überblick

In nahezu allen Arbeiten zur Steuerbarkeit der Geldmenge wird implizit unterstellt, die Notenbank könne die Geldbasis exakt steuern. Deshalb konzentrieren sich die Autoren auf die Frage, mit welcher Genauigkeit der Geldmengenmultiplikator prognostizierbar ist. Burger, Kalish und Babb [1971, S. 19] erklären den Multiplikator durch einen glei-

---

8 Die Varianz σ^2 einer Linearkombination Z zweier Zufallsvariablen X und Y, $Z = X + Y$, berechnet sich als $\sigma^2(X) + \sigma^2(Y) + 2\,\sigma(X, Y)$, wobei $\sigma(X, Y)$ die Kovarianz zwischen X und Y ist [Bleymüller, Gehlert, Gülicher, 1989, S. 49].

tenden Drei-Monatsdurchschnitt vergangener Werte des Multiplikators, durch eine Variable, die die Veränderung von Reserve-Erfordernissen der Geschäftsbanken mißt, sowie durch Saison-Dummies und ein um eine Periode verzögertes Residuum. Das Verfahren zeichnet sich also dadurch aus, daß der Multiplikator als Ganzes bzw. aggregiert prognostiziert wird, und neben verzögerten Werten des Multiplikators weitere erklärende Variable berücksichtigt werden (aggregiert-multivariate Methode, vgl. Übersicht 1).

Übersicht 1 — Methoden zur Prognose von Geldmengenmultiplikatoren

	Univariat	Multivariat
Aggregiert	Bomhoff [1977]; Willms [1978]	Burger, Kalish, Babb [1971]; Fratianni, Nabli [1979]; von Hagen [1988, 1990]; Scheide [1993]
Disaggregiert	Johannes, Rasche [1979, 1987]	.

Während Burger, Kalish und Babb zeitreihenanalytische Methoden nicht explizit anwenden, macht Bomhoff [1977] von diesen Gebrauch und erklärt den aggregierten Multiplikator durch autoregressive integrierte moving-average (ARIMA-)Prozesse (aggregiert-univariate Methode). Diese Methode verwendet auch Willms [1978]. Fratianni und Nabli [1979, S. 417–420] erweitern diesen Ansatz, indem sie die Geldbasis der laufenden Periode in die Analyse einbeziehen (aggregiert-multivariate Methode). Diesem Ansatz folgen beispielsweise von Hagen [1988, 1990] und Scheide [1993].

Die bisher vorgestellten Studien prognostizieren den Multiplikator als Ganzes. Brunner und Meltzer [1968, S. 31 f.] folgend läßt sich dieser jedoch durch Koeffizienten definieren, die das Verhalten der am Geldschöpfungsprozeß Beteiligten beschreiben. Diese Verhaltenskoeffizienten erklären Johannes und Rasche [1979, 1987] mittels ARIMA-Modellen und berechnen anschließend den Multiplikator (disaggregiert-univariate Methode).

Die disaggregierte Vorgehensweise kann im Fall des Törnqvist- und des Fisher-Geldmengenindexes nicht angewendet werden, da die Zuwachsraten und nicht die Niveaus der einzelnen Geldmengenkomponenten gewichtet werden. Es existiert somit keine

Gleichung, die eine Identität zwischen dem Niveau einer Geldmenge und ihren Komponenten herstellt. Dies ist aber eine Voraussetzung dafür, den Multiplikator durch Verhaltenskoeffizienten zu definieren.

Um die Steuerbarkeit zinsgewichteter Geldmengenaggregate mit der von Summenaggregaten zu vergleichen, bietet sich folglich nur die aggregierte Vorgehensweise an. Univariate Modelle dienen dabei als Referenzmaßstab, an dem sich ablesen läßt, in welchem Ausmaß die Berücksichtigung zusätzlicher Variablen die Prognose verbessert.

Im folgenden wird die in allen neueren Ansätzen verwendete zeitreihenanalytische ARIMA-Methode erläutert.

5.2. ARIMA-Modelle

Box und Jenkins [1976] haben eine Technik zur Schätzung univariater Zeitreihenmodelle entwickelt, die sich durch eine vergleichsweise hohe Prognosegüte auszeichnet. Anwenden läßt sich diese Technik nur auf stationäre Zeitreihen.

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

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

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 (24)

$$(25) \quad 1 - \alpha_1 Z - \alpha_2 Z^2 - \cdots - \alpha_p Z^p$$

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

$$(26) \quad X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t$$

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

$$(27) \quad \Delta_1 X_t = X_t - X_{t-1} = \varepsilon_t$$

stationär ist.

Angenommen, X_t sei integriert vom Grade d, kurz $I(d)$. Die d-ten Differenzen von X_t werden nun durch folgendes Modell erzeugt:

$$(28) \quad \Delta_d X_t = \beta_1 \Delta_d X_{t-1} + \beta_2 \Delta_d X_{t-2} + \cdots + \beta_p \Delta_d X_{t-p}$$
$$+ \gamma_1 u_{t-1} + \gamma_2 u_{t-2} + \cdots + \gamma_q u_{t-q} + u_t,$$

wobei u_t eine Störvariable ist. Die verzögerten endogenen Variablen stellen einen autoregressiven Prozeß der Ordnung p dar, kurz $AR(p)$. Die verzögerten Störvariablen bilden einen moving-average-Prozeß der Ordnung q, kurz $MA(q)$. Insgesamt handelt es sich um einen ARIMA(p,d,q)-Prozeß.

Der datenerzeugende Prozeß ist zwar unbekannt, jedoch lassen sich seine Parameter schätzen und für Prognosen verwenden. Dazu wird zunächst die Ordnung des ARIMA-Prozesses bestimmt. Der Integrationsgrad wird mit Hilfe der Stationaritätstests nach Dickey und Fuller [1981] ermittelt. Die Ordnungen des AR- bzw. MA-Prozesses lassen sich mit Hilfe der partiellen bzw. "normalen" Autokorrelationsfunktion bestimmen. Bei einem reinen AR(p)-Prozeß ist nämlich der partielle Autokorrelationskoeffizient zum Lag $p+1$ gleich Null. Im Fall eines reinen MA(q)-Prozesses nimmt der Autokorrelationskoeffizient mit einer Verzögerung von $q+1$ beginnend den Wert Null an.

Ist der ARIMA-Prozeß identifiziert, so werden seine Parameter mittels iterativer Verfahren so bestimmt, daß die Summe der quadrierten Abweichungen zwischen dem tatsächlichen und dem prognostizierten Wert minimiert wird. Bei adäquater Beschreibung der Beobachtungswerte sollten die Residuen einem Prozeß weißen Rauschens folgen. In der Zeitreihenanalyse wird dies üblicherweise mit Hilfe des sogenannten Q-Tests überprüft, der auf der Autokorrelationsfunktion der Residuen basiert:

(29) $$Q = T\sum_{k=1}^{m} r_k^2,$$

wobei T die Anzahl der Beobachtungen und r_k der Autokorrelationskoeffizient der Residuen zur Verzögerung k ist. Folgen die Residuen einem Prozeß weißen Rauschens, läßt sich Q asymptotisch durch eine Chi-Quadrat-Verteilung mit m-p-q Freiheitsgraden beschreiben, wobei p der Ordnung des autoregressiven und q der des moving-average-Prozesses entspricht.

Nach Maddala [1992, S. 540–542] darf der Q-Test jedoch in autoregressiven Modellen nicht angewendet werden. Vielmehr schlägt er einen Lagrange-Multiplikator-Test auf Autokorrelation vor. Ist diesem Test zufolge das Residuum des geschätzten ARIMA-Prozesses weißes Rauschen, so läßt sich der Prozeß durch Eliminieren einzelner AR- bzw. MA-Terme sparsamer parametrisieren. Hierfür sind in der Literatur zahlreiche Informationskriterien vorgeschlagen worden. In der vorliegenden Arbeit wird — wie in der Zeitreihenanalyse üblich — ein Regressor dann ausgeschlossen, wenn der Wert des Akaike-Informationskriteriums (AIC) abnimmt:

(30) $$AIC = \frac{2k}{T} + \ln\left(\frac{1}{T}\cdot SQR\right),$$

wobei k die Anzahl der Regressoren, T die Anzahl der Beobachtungen und SQR die Summe der quadrierten Abweichungen der tatsächlichen von den prognostizierten Werten der endogenen Variable ist [Judge et al., 1988, S. 245]. Ein Regressor ist dem AIC zufolge dann entbehrlich, wenn sich der zweite Summand durch einen Anstieg der Summe der Abweichungsquadrate weniger stark erhöht als als der erste Summand wegen der um Eins niedrigeren Anzahl der Regressoren sinkt.

Ist die Schätzgleichung vereinfacht worden, so wird sie innerhalb des Schätzzeitraums für eine Prognose der Niveaus der Zeitreihe X_t benutzt (Prognosehorizont je ein Monat). Ist X_t integriert vom Grade Eins, prognostiziert das ARIMA(p,1,q)-Modell die erste Differenz der Zeitreihe, $\hat{\Delta}_1 X_t$. Das prognostizierte Niveau $\hat{X}_t$ ergibt als

$$(31) \quad \hat{X}_t = X_{t-1} + \hat{\Delta}_1 X_t .$$

Mit Hilfe von ARIMA-Modellen lassen sich auch Prognosen für außerhalb des Schätzzeitraumes liegende Perioden erstellen (out-of-sample-Prognose). Um beispielsweise einen Wert für die zweite Prognose-Periode vorherzusagen, greift das Modell auf die für die erste Periode prognostizierten Werte zurück. Etwaige Prognosefehler kumulieren also mit zunehmendem Prognosehorizont, so daß die Prognosegenauigkeit rasch sinkt.

Bisher sind univariate Zeitreihenmodelle vorgestellt worden. Berücksichtigt man andere Variablen als Erklärende, zur Prognose von Geldmengenmultiplikatoren etwa die Politik-Variable Y_t, so wird ein ARIMA-Modell für den Anteil der Variable X_t spezifiziert, der durch Y_t nicht erklärt wird (ε_t):

$$(32) \quad X_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \cdots + \beta_p \varepsilon_{t-p} + \gamma_1 u_{t-1} + \cdots + \gamma_q u_{t-q} + u_t .$$

Diese Kombination aus einem Regressions- und einem Zeitreihenmodell wird auch als Transferfunktionsmodell bezeichnet. Es erzielt vergleichsweise gute Prognoseergebnisse [Pindyck, Rubinfeld, 1991, S. 548–560].

5.3. Prognosefehlermaße

Um die Güte der auf Basis summarischer und zinsgewichteter Geldmengenaggregate erstellten Prognosen miteinander vergleichen zu können, wird zunächst der root mean squared error

$$(33) \quad RMSE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \left(X_t - \hat{X}_t \right)^2}$$

berechnet. Betrachtet man logarithmierte Werte, so entspricht

$$(34) \quad RMSE\,\% = \sqrt{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(LX_t - L\hat{X}_t\right)^2} \cdot 100$$

der Wurzel des durchschnittlichen quadratischen Prognosefehlers in vH.

Neben dem *RMSE* bzw. *RMSE %* wird häufig der mittlere absolute Prognosefehler

$$(35) \quad MAP = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left|X_t - \hat{X}_t\right| \text{ bzw.}$$

$$(36) \quad MAP\,\% = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left|LX_t - L\hat{X}_t\right| \cdot 100$$

angegeben. Der Wert des *MAP* bzw. *MAP %* ist nie höher als der des *RMSE* bzw. *RMSE %*, da in den erstgenannten Maßen ausgeprägte Prognosefehler nicht stärker gewichtet werden.

Der Theilsche Ungleichheitskoeffizient als ein weiteres Maß zur Beurteilung der Prognosegüte ist definiert als [Theil, 1966, S. 28]:

$$(37) \quad TU = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^{T}(P_t - A_t)^2}{\sum_{t=1}^{T}A_t^2}},$$

wobei P_t für die prognostizierte Veränderung einer Variable und A_t für die tatsächliche Veränderung steht. Theil definiert nicht, was er unter Veränderung versteht. Betrachtet man als Veränderung die erste Differenz von X und vergleicht die prognostizierten Werte mit den tatsächlichen, so gilt:

$$(38) \quad P_t = \hat{X}_t - X_{t-1}$$

$$(39) \quad A_t = X_t - X_{t-1}.$$

Der Theilsche Ungleichheitskoeffizient berechnet sich dann als [vgl. etwa Schwarze, 1980, S. 333]:

$$(40)\quad TU = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^{T}\left[\left(\hat{X}_t - X_{t-1}\right) - \left(X_t - X_{t-1}\right)\right]^2}{\sum_{t=1}^{T}\left(X_t - X_{t-1}\right)^2}}.$$

Der Theilsche Ungleichheitskoeffizient ändert sich nicht, wenn man statt erster Differenzen die Zuwachsraten verwendet[9]:

$$(41)\quad wP_t = \left(\hat{X}_t - X_{t-1}\right)/X_{t-1}$$

$$(42)\quad wA_t = \left(X_t - X_{t-1}\right)/X_{t-1}.$$

Um den Theilschen Ungleichheitskoeffizienten interpretieren zu können, wird X_{t-1} im Zähler von Gleichung (40) gekürzt und der Bruch mit $1/T$ erweitert:

$$(43)\quad TU = \sqrt{\frac{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(\hat{X}_t - X_t\right)^2}{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(X_t - X_{t-1}\right)^2}}.$$

Im Zähler steht der auf die Niveaus von X bezogene root mean squared error eines bestimmten Prognoseverfahrens (*RMSE*), im Nenner der des sogenannten naiven Prognoseverfahrens ($RMSE^{naiv}$), das den Vorperiodenwert X_{t-1} als Prognose für den Wert der laufenden Periode t betrachtet:

$$(44)\quad TU = \frac{RMSE}{RMSE^{naiv}}.$$

Ein Wert des Theilschen Ungleichheitskoeffizienten in Höhe von beispielsweise 0,63 bedeutet: Das vorliegende Prognoseverfahren weist einen root mean squared error aus, der 63 vH des root mean squared error beträgt, der sich bei einer naiven Prognosemethode ergibt [Theil, 1966, S. 28].

9 Vgl. etwa Hujer, Cremer [1978, S. 259 und 265]. Allerdings ist die bei Hujer und Cremer angegebene Formel für den Theilschen Ungleichheitskoeffizienten falsch, da im Nenner die erste Differenz und nicht die Zuwachsrate der tatsächlichen Werte steht.

Der Theilsche Ungleichheitskoeffizient nimmt einen Wert von Null an, wenn die Änderungen von X korrekt prognostiziert werden, einen von Eins, wenn das vorliegende Prognoseverfahren einen gleich hohen root mean squared error aufweist wie das naive Verfahren, und einen von größer Eins, wenn die zu beurteilende Prognose schlechter ist als eine naive Prognose.

Ursprünglich hat Theil [1961, S. 32 ff.] den Ungleichheitskoeffizienten definiert als

$$(45)\quad TU' = \frac{\sqrt{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(P_t - A_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}P_t^2} + \sqrt{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}A_t^2}}.$$

Im Unterschied zu TU liegt TU' in einem geschlossenen Intervall zwischen Null und Eins. Werden in allen Perioden die Veränderungen exakt vorhergesagt, nimmt TU' den Wert Null an. TU' ist gleich Eins, falls einer der beiden Fälle "krasser" Fehlprognosen auftritt: Zwischen den tatsächlichen und den prognostizierten Änderungen besteht eine exakt negative Beziehung. Oder: Eine der beiden Reihen hat in allen Perioden Werte von Null. Beispielsweise wird in allen Perioden eine Veränderung von Null prognostiziert, obwohl sich die tatsächlichen Werte verändert haben.

Im folgenden wird der nach Formel (37) definierte Ungleichheitskoeffizient verwendet, da er sich — wegen des Vergleichs mit den Ergebnissen einer naiven Prognose — besser interpretieren läßt [Hujer, Cremer, 1978, S. 265]. Da der Theilsche Ungleichheitskoeffizient bereits einen Vergleich mit einem naiven Prognoseverfahren darstellt, wird er in der folgenden Arbeit nicht dazu verwendet, die auf Basis unterschiedlicher Geldmengenaggregate erstellten Prognosen miteinander zu vergleichen. Vielmehr dient er dazu, die Qualität einer einzelnen Prognose zu beurteilen. Festzulegen, welchen Wert des Theilschen Ungleichheitskoeffizienten eine "gute" Prognose nicht überschreiten darf, ist eine subjektive Entscheidung. Einigkeit besteht darüber, daß eine "gute" Prognose besser als eine naive sein soll [Theil, 1978, S. 368]. Allerdings erscheint eine Prognose, die nur unwesentlich besser als eine naive ist, wenig überzeugend. In der vorliegenden Arbeit wird die Güte einer Prognose dann als akzeptabel betrachtet, wenn der Theilsche Ungleichheitskoeffizient einen Wert von 0,5 nicht übersteigt.

Schwarze [1980, S. 334] weist darauf hin, daß in der Literatur häufig die Ungleichheitskoeffizienten anders als bei Theil definiert werden. In solchen Fällen werden anstelle von Veränderungen die Niveaus der tatsächlichen bzw. prognostizierten Werte verwendet, obwohl sich Theil in seinen Ausführungen zur Beurteilung von Prognosen ausdrücklich auf Veränderungen bezieht.[10] Zu kritisieren ist nicht die geänderte Definition, sondern, daß die Werte dieser modifizierten Ungleichheitskoeffizienten genauso interpretiert werden wie die von Theil definierten Koeffizienten.

6. Empirische Ergebnisse

6.1. 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 Monate gesamtdeutsche verwendet.

6.1.1. Die operationalen Ziele

Als operationales Ziel wird zum einen eine Geldbasis und zum anderen ein Geldmarktzins betrachtet.

Für die Geldbasis gibt es verschiedene Berechnungsweisen. Im folgenden wird die bereinigte Zentralbankgeldmenge des Sachverständigenrats (*B*) verwendet[11]:

(46) $B_t = \left(BG_t + BR_t\right) \cdot KF_t ,$

wobei *BG* der Bargeldumlauf (ohne die Kassenbestände der Geschäftsbanken), *BR* die Zentralbankeinlagen und Kassenbestände der Geschäftsbanken und *KF* ein Korrekturfaktor ist, der den expansiven oder kontraktiven Impuls einer Mindestreservesatzänderung sichtbar machen soll. Sinkt beispielsweise ein für eine bestimmte Einlageart E_i (Einlagen von Nichtbanken bei Geschäftsbanken, insgesamt *n* Einlagearten) gültiger Mindestreservesatz ($r_{i,t} < r_{i,t\text{-}1}$), so wird ein Teil der von den Geschäftsbanken bei der Zentralbank gehaltenen Einlagen frei und erhöht die Fähigkeit der Geschäftsbanken,

---

10 Vgl. etwa die Fußnote bei Theil [1966, S. 28]. Auch in den Ökonometrie-Programmen TSP und EViews werden die Ungleichheitskoeffizienten mit Hilfe von Niveaus berechnet.

11 Die Darstellung folgt dem Sachverständigenrat [1993, S. 277 f.].

Geld zu schöpfen. Der freigesetzte Betrag bzw. Korrekturposten (*KP*) wird berechnet als:

$$(47)\quad KP_t = \sum_{i=1}^{n} \left(r_{i,t-1} - r_{i,t}\right) E_{i,t-1}.$$

Für den auf die unbereinigte Zentralbankgeldmenge ($BG_t + BR_t$) anzuwendenden Korrekturfaktor gilt:

$$(48)\quad KF_t = \prod_{\tau=t_0}^{t} \frac{BG_\tau + BR_\tau + KP_\tau}{BG_\tau + BR_\tau}.$$

Die multiplikative Kumulation stellt sicher, daß sich die Veränderungsraten von unbereinigter und bereinigter Zentralbankgeldmenge nur dann unterscheiden, wenn sich die Mindestreservesätze ändern.[12]

Die von der Bundesbank berechnete Zentralbankgeldmenge zu konstanten Mindestreservesätzen ist definiert als:

$$(49)\quad B_t^* = BG_t + \overline{MRS}_t,$$

wobei $\overline{MRS}$ das Mindestreservesoll auf Einlagen der Nichtbanken bei Geschäftsbanken zu konstanten Mindestreservesätzen (Januar 1974) ist. Schaubild 1 zeigt, daß sich die beiden Geldmengen im Zeitablauf ähnlich entwickeln, die Zuwachsraten phasenweise aber deutlich differieren. Dies liegt vor allem daran, daß die Zentralbankgeldmenge der Bundesbank im Unterschied zu der des Sachverständigenrats Überschußreserven nicht enthält und konstante Mindestreservesätze verwendet.[13] Die Zentralbankgeldmenge der Bundesbank mißt somit nicht ausschließlich die Geldbasis im Sinne von durch die Zentralbank bereitgestellte Einlagen [Neumann, 1986, S. 525 f.]. Im folgenden wird deshalb die bereinigte Zentralbankgeldmenge des Sachverständi-

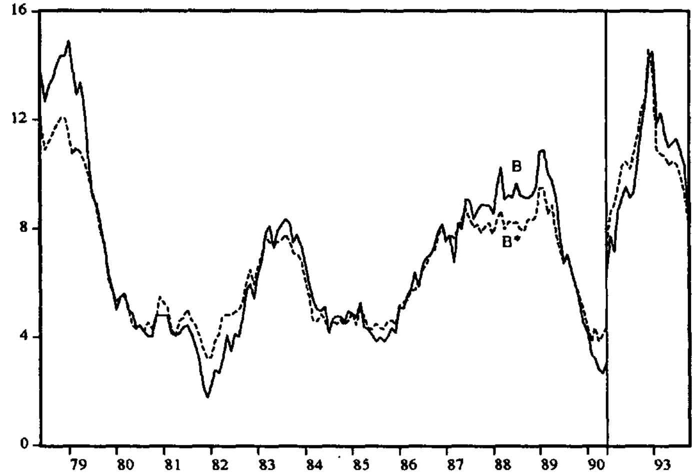
---

[12] Vor 1986 wurde der Korrekturposten additiv berücksichtigt, so daß sich die Zuwachsraten auch dann unterschieden, wenn die Mindestreservesätze konstant blieben [Sachverständigenrat, 1986, S. 180 f.]. Dies wurde in der Literatur kritisiert, vgl. etwa Neumann [1986, S. 524].

[13] Zum Vergleich der beiden Verfahren vgl. Sachverständigenrat [1988, S. 221].

genrats als Maß für die Geldbasis verwendet.[14] Es werden Monatsdurchschnitte ab Juni 1978 verwendet, da die Zentralbankeinlagen der Postbank nur bis zu diesem Zeitpunkt berücksichtigt werden.

Schaubild 1 —Bereinigte Zentralbankgeldmenge des Sachverständigenrats (B) und Zentralbankgeldmenge der Bundesbank (B^*)[1]



[1] 79.6–93.10, Veränderung gegenüber Vorjahr in vH. Keine Angaben für den Zeitraum 90.7–91.12, da Bundesbank zwischen 90.7 und 90.12 das Niveau der Zentralbankgeldmenge nicht ausweist.

Geldmarktsätze werden an unterschiedlichen Bankplätzen und für unterschiedliche Fristigkeiten ermittelt. In Deutschland konzentriert sich der Geldhandel auf Frankfurt/Main. Tagesgeld spiegelt wegen seiner im Vergleich zum Monats- oder Dreimonatsgeld kurzen Laufzeit am ehesten die Knappheitsverhältnisse am Geldmarkt wider. Deshalb wird im folgenden als Geldmarktsatz der Satz für Tagesgeld am Frankfurter Bankplatz gewählt; die Monatsdurchschnitte werden aus täglichen Angaben berechnet.[15]

---

[14] Dies ist in Deutschland betreffenden Arbeiten üblich. Vgl. etwa von Hagen [1988, S. 97]; Scheide [1993, S. 104].

[15] Die Daten werden im Monatsbericht der Deutschen Bundesbank veröffentlicht.

6.1.2. 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 dem offiziellen Summenaggregat *SM*1. 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.[16] 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.[17] Für r_3 werden die Habenzinsen von Spareinlagen mit dreimonatiger Kündigungsfrist verwendet.[18] 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:

---

16 Bis Juni 1993 Spareinlagen mit gesetzlicher Kündigungsfrist.

17 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.

18 Vgl. Fußnote 16.

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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.[19]

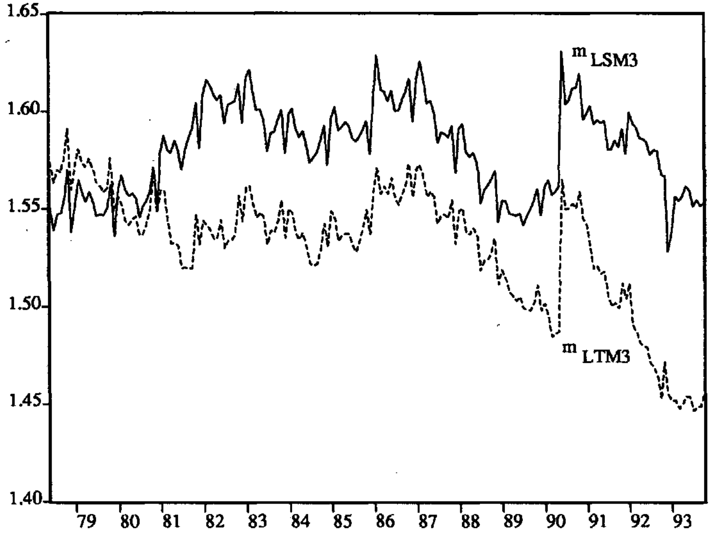
Um die zinsgewichteten Geldmengenaggregate mit den entsprechenden Summenaggregaten vergleichen zu können, werden die Werte der zinsgewichteten Aggregate im Februar 1975 den Werten der entsprechenden Summenaggregaten gleichgesetzt. Nachfolgende Werte für die zinsgewichteten Aggregate werden mit Hilfe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

[19] 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.].

6.2. Die statistischen Eigenschaften der Zeitreihen

Alle gemäß Formel (17) berechneten Geldmengenmultiplikatoren weisen zur Mitte des Jahres 1990, dem Beginn der Wirtschafts- und Währungsunion mit der ehemaligen DDR, einen sprunghaften Anstieg auf. Schaubild 2 zeigt dies exemplarisch für die auf Basis von *SM3* und *TM3* berechneten logarithmierten Geldmengenmultiplikatoren. Da sich das Anlageverhalten der ostdeutschen Bevölkerung schrittweise dem der westdeutschen anpaßt, bilden sich die Werte der Multiplikatoren seit 1990 wieder zurück.

Schaubild 2 — Die logarithmierten Geldmengenmultiplikatoren für SM3 und TM3[1]



[1] 78.6–93.10.

Auffällig ist weiter, daß sich die beiden Multiplikatoren im Jahr 1981 entgegengerichtet entwickeln. Dies liegt daran, daß in dieser Phase die Zinsstruktur invers war und die Zuwachsrate der Termineinlagen mit einem geringen Gewicht in *TM3* eingingen, so daß dieses Geldmengenaggregat deutlich schwächer expandierte als *SM3* [Krämer, 1994a, S. 44 ff.].

Da die Mittelwerte der einzelnen Geldmengenmultiplikatoren erheblich voneinander abweichen und die Standardabweichungen somit nicht vergleichbar sind, werden im folgenden als Streuungsmaße Variationskoeffizienten[20] berechnet. Wie Tabelle 1 zeigt, sinkt mit zunehmenden Aggregationsniveau tendenziell die Streuung. Innerhalb des Aggregationsniveaus 2 weisen die auf Basis zinsgewichteter Geldmengenaggregate berechneten Multiplikatoren niedrigere Variationskoeffizienten auf als die mit Hilfe von *SM2* berechneten Multiplikatoren. Beim Aggregationsniveau 3 besitzen die auf Basis von *TM3* und *CESM3* ermittelten Multiplikatoren eine höhere Streuung. Diese Ergebnisse sind insofern von Interesse, da häufig eine Zeitreihe um so besser prognostizierbar ist, je geringer ihre Streuung ist.

Tabelle 1 — Variationskoeffizienten verschiedener Geldmengenmultiplikatoren[1]

Geldmengenmultiplikator	Arithmetisches Mittel	Variationskoeffizient
m_{LSM1}	0,5092	0,0783
m_{LSM2}	1,0732	0,0630
m_{LSM3}	1,5803	0,0146
m_{LTM2}	1,0194	0,0335
m_{LTM3}	1,5312	0,0213
m_{LCM2}	1,0958	0,0412
m_{LCM3}	1,5917	0,0144
m_{LCESM2}	1,0960	0,0422
m_{LCESM3}	1,5909	0,0170

[1] Berechnungszeitraum: 78.6–93.10.

Da ARIMA-Modelle nur stationäre Zeitreihen beschreiben können, wird im folgenden mit Hilfe von Dickey-Fuller- (DF) bzw. Augmented Dickey-Fuller-Tests (ADF) geprüft, ob die Geldmengenmultiplikatoren stationär sind. Zunächst werden die Niveaus der saisonbereinigten[21] Zeitreihen betrachtet (oberer Teil von Tabelle 2). Die Nullhypothese, die jeweilige Zeitreihe ist nicht-stationär, kann in keinem der Fälle abgelehnt werden. Zwar folgen in nahezu allen Testansätzen die Residuen einem auto-

[20] Quotient gebildet aus Standardabweichung und arithmetischen Mittel.

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

regressiven Prozeß zwölfter Ordnung. Die Zeitreihen dürften jedoch allein deshalb nicht stationär sein, da — dem visuellen Eindruck nach (vgl. etwa Schaubild 2) — Mittelwertstationarität nicht vorliegt. Dagegen wird die Nullhypothese bei Verwendung der ersten Differenzen der saisonbereinigten Zeitreihen (mittlerer Teil von Tabelle 2) abgelehnt. Die Aussagekraft der Tests wird allerdings dadurch beeinträchtigt, daß sich in den meisten Testansätzen Autokorrelation zwölfter Ordnung zeigt.

In der Literatur zur Prognose von Geldmengenmultiplikatoren wird häufig vorgeschlagen, die Saisonkomponente — im Fall von Monatsdaten — durch die Bildung zwölfter Differenzen

$$(55) \quad \Delta_{12} m_{LXML,t} = m_{LXML,t} - m_{LXML,t-12}$$

auszuschalten. Da diese Reihen nicht stationär sind, werden zusätzlich erste Differenzen

$$(56) \quad \Delta_1 \Delta_{12} m_{LXML,t} = \Delta_{12} m_{LXML,t} - \Delta_{12} m_{LXML,t-1}$$

gebildet.[22] Wie der untere Teil von Tabelle 2 zeigt, kann die Nullhypothese der Nicht-Stationarität bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 vH abgelehnt werden. Die Residuen der Testgleichungen folgen in nahezu allen Fällen einem Prozeß weißen Rauschens.

6.3. Prognose von Geldmengenmultiplikatoren mittels univariater Modelle

Wie die Stationaritätstests zeigen, lassen sich mittels univariater ARIMA-Modelle sowohl die ersten Differenzen der saisonbereinigten Multiplikatoren als auch die ersten und zwölften Differenzen der nicht-saisonbereinigten Multiplikatoren beschreiben. Bei der versuchsweisen und somit hier nicht dokumentierten Schätzung der Modelle in ersten Differenzen zeigt sich jedoch, daß die Residuen nicht frei von Autokorrelation

---

22 Vgl. etwa Bomhoff [1977, S. 329] und von Hagen [1988, S. 97; 1990, S. 650].

Tabelle 2 — Einheitswurzeltests für Geldmengenmultiplikatoren[1]

Variable	Testspezifikation[2]	AC(1)[3]	AC(12)[3]	DF- bzw. ADF-Teststatistik
m_{LSM1}	C,T,3	1,44	32,65***	–2,48
m_{LSM2}	C,T,1	5,55**	44,48***	–1,24
m_{LSM3}	C,T,0	0,31	16,03	–1,79
m_{LTM2}	C,T,1	0,03	53,66***	–1,15
m_{LTM3}	C,T,0	0,14	41,20***	–1,97
m_{LCM2}	C,T,1	0,52	49,26***	–1,00
m_{LCM3}	C,T,3	0,05	24,21**	–2,15
m_{LCESM2}	C,T,0	0,37	48,69***	–1,93
m_{LCESM3}	C,T,3	0,34	24,21**	–2,00
$\Delta_1 m_{LSM1}$	C,5	2,03	59,77***	–5,02***
$\Delta_1 m_{LSM2}$	C,5	3,33*	16,32	–2,97**
$\Delta_1 m_{LSM3}$	C,0	0,06	13,79	–12,89***
$\Delta_1 m_{LTM2}$	C,2	0,15	40,34***	–7,73***
$\Delta_1 m_{LTM3}$	C,0	0,09	39,17***	–13,65***
$\Delta_1 m_{LCM2}$	C,2	0,40	36,07***	–6,91***
$\Delta_1 m_{LCM3}$	C,4	1,50	20,63*	–8,12***
$\Delta_1 m_{LCESM2}$	C,2	1,66	34,25***	–7,45***
$\Delta_1 m_{LCESM3}$	C,7	0,43	20,31*	–6,36***
$\Delta_1\Delta_{12} m_{LSM1}$	C,2	0,22	17,50	–5,88***
$\Delta_1\Delta_{12} m_{LSM2}$	C,2	0,25	16,16	–8,31***
$\Delta_1\Delta_{12} m_{LSM3}$	C,0	0,06	12,83	–13,50***
$\Delta_1\Delta_{12} m_{LTM2}$	C,2	0,29	22,23**	–6,59***
$\Delta_1\Delta_{12} m_{LTM3}$	C,0	0,11	11,02	–12,94***
$\Delta_1\Delta_{12} m_{LCM2}$	C,2	1,83	16,71	–6,27***
$\Delta_1\Delta_{12} m_{LCM3}$	C,0	0,25	11,24	–13,27***
$\Delta_1\Delta_{12} m_{LCESM2}$	C,2	0,10	17,55	–6,43***
$\Delta_1\Delta_{12} m_{LCESM3}$	C,0	0,03	11,51	–12,66***

[1] Datenbasis: 78.6–93.10. In allen Testgleichungen Dummies für 90.6 und 90.7. — [2] In der Testgleichung ist eine Konstante (C) und teilweise ein linearer Trend (T) enthalten. Die Ziffer gibt die Anzahl der endogenen Lag-Variablen an. — [3] Breusch-Godfrey-Lagrange-Multiplikatortest auf Autokorrelation, Chi-Quadrat-Version, in Klammern die Ordnung des autoregressiven Prozesses. — * (**, ***) = signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 % (5 %, 1 %).

und die Modelle somit fehlspezifiziert sind. Dagegen erweisen sich die für die ersten und zwölften Differenzen geschätzten Modelle[23] in der Regel als wohlspezifiziert (Tabelle 3): Mit Ausnahme des auf Basis von *SM2* berechneten Multiplikators folgen die Residuen einem Prozeß weißen Rauschens. Die Modelle werden deshalb innerhalb des Schätzzeitraums zur Prognose der ersten und zwölften Differenz der Multiplikatoren benutzt (Prognosehorizont jeweils ein Monat). Analog zu Formel (31) werden Prognosen für die logarithmierten Niveaus der Multiplikatoren berechnet. Die Werte des Theilschen Ungleichheitskoeffizienten liegen meist unter 0,5; die Modelle weisen somit eine deutlich höhere Prognosegüte auf als ein naives Prognoseverfahren. Die prognostizierten Werte der nicht-logarithmierten Multiplikatoren weichen innerhalb des Schätzzeitraums durchschnittlich deutlich weniger als ein Prozent von den tatsächlichen Werten ab (root mean squared error). Betrachtet man die Geldbasis als exakt steuerbar, so entspricht der Prognosefehler für den Multiplikator dem des Geldmengenaggregats. Schaubild 3 zeigt am Beispiel des auf Basis von *SM3* berechneten Multiplikators, daß auch nach der Wirtschafts- und Währungsunion mit der ehemaligen DDR keine außergewöhnlich großen Schätzfehler auftreten.

Gemessen am root mean squared error zeigt sich, daß die Prognose des Multiplikators unabhängig von der Art der Aggregation (Summenbildung versus Zinsgewichtung) um so besser wird, je höher das Aggregationsniveau ist. Dies liegt vermutlich daran, daß höher aggregierte Geldmengen eine niedrigere Streuung aufweisen (Tabelle 1). Ökonomisch begründen läßt sich dies folgendermaßen: Je mehr Zahlungsmittelarten in ein Aggregat eingehen, desto größer ist die Wahrscheinlichkeit, daß Substitutionsvorgänge innerhalb dieses Aggregats stattfinden und dessen Wert unbeeinflußt lassen.[24]

---

23 Der Schätzansatz enthält Dummy-Variable für den Juni und Juli der Jahre 1990 und 1991. Pro Jahr werden zwei Dummy-Variablen berücksichtigt, da die Monatsdurchschnitte für die Geldmengen aus jeweils zwei Monatsendbeständen berechnet werden. Die für den 30.6.1990 ausgewiesenen Geldmengen-Werte beziehen sich auf den erweiterten Gebietsstand. Dummy-Variable werden zusätzlich für 1991 angesetzt, da wegen der Bildung zwölfter Differenzen ein Basiseffekt eintritt.

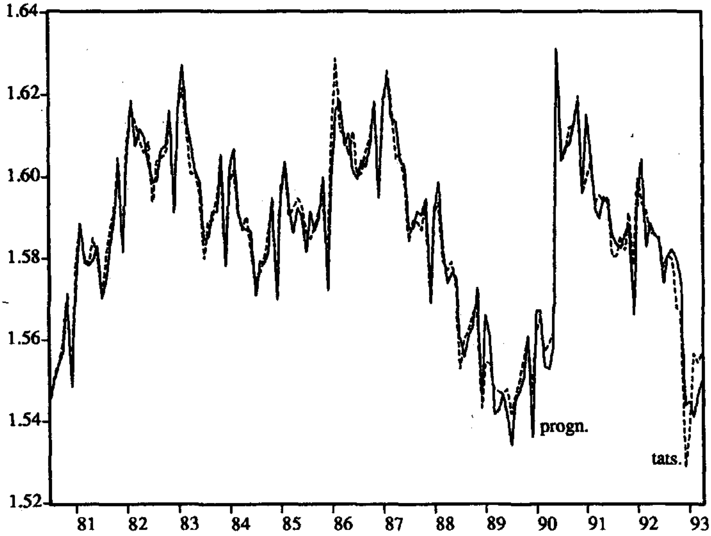
24 Reine Substitutionseffekte beeinflussen den Wert eines Aggregats nur dann nicht, wenn die Aggregationsfunktion die Nutzen- bzw. Produktionsfunktionen der Wirtschaftssubjekte korrekt beschreibt.

Tabelle 3 — Prognose von Geldmengenmultiplikatoren mittels univariater Modelle[1]

Variable	AR[2]	MA[2]	AIC[3]	AC(1)[4]	AC(12)[4]	MAP%[5]	RMSE%[6]	TU[7]	RMSE%[8]
$\Delta_1\Delta_{12}m_{LSM1}$	3, 10	12	–9,9682	0,00	16,37	0,4672	0,6499	0,4313	0,4156
$\Delta_1\Delta_{12}m_{LSM2}$	6	12	–10,0910	13,12***	28,55***	0,4815	0,6152	0,5112	0,8846
$\Delta_1\Delta_{12}m_{LSM3}$	.	11, 12	–10,5442	0,95	9,93	0,3740	0,4905	0,3840	0,6678
$\Delta_1\Delta_{12}m_{LTM2}$	3, 4, 10	12	–10,2191	0,00	14,57	0,4406	0,5659	0,4388	0,3888
$\Delta_1\Delta_{12}m_{LTM3}$	12	12	–10,5419	0,50	15,98	0,3938	0,4910	0,4244	1,5105
$\Delta_1\Delta_{12}m_{LCM2}$	3, 4, 10	12	–10,4672	0,37	12,76	0,3896	0,5032	0,4130	1,0651
$\Delta_1\Delta_{12}m_{LCM3}$	12	12	–10,6698	0,00	15,29	0,3652	0,4606	0,4046	1,2129
$\Delta_1\Delta_{12}m_{LCESM2}$	3, 6, 10	12	–10,1648	0,03	20,07*	0,4434	0,5853	0,4282	0,2999
$\Delta_1\Delta_{12}m_{LCESM3}$	12	12	–10,5025	0,00	13,80	0,3997	0,5008	0,4288	1,4755

[1] Schätzzeitraum 80.7–93.4, Dummy-Variable für Juni und Juli 1990 und 1991. Vgl. Fußnote 23. — [2] Verzögerung der AR- bzw. MA-Komponenten. — [3] Akaike-Informationskriterium. — [4] Breusch-Godfrey-Lagrange-Multiplikatortest auf Autokorrelation. In Klammern die Ordnung des autoregressiven Prozesses. — [5] Mittlerer absoluter Ein-Perioden-Prognosefehler in vH, 80.7–93.4. — [6] Root mean squared error in vH, Ein-Perioden-Prognosefehler, 80.7–93.4. — [7] Theilscher Ungleichheitskoeffizient, berechnet auf Basis nicht-logarithmierter Werte, 80.7–93.4. — [8] Root mean squared error in vH, dynamische out-of-sample Prognose von 93.5–93.10. — *(**,***) = signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH (5 vH, 1 vH).

Schaubild 3 — Der logarithmierte Geldmengenmultiplikator für SM3: tatsächliche und prognostizierte Werte



[1] Ein-Perioden-Prognose, 80.7–93.4, vgl. Tabelle 3.

Beim Aggregationsniveau 2 zeigt sich, daß die Prognose des Multiplikators bzw. der Geldmenge durch eine Zinsgewichtung verbessert werden kann. Allerdings ist es fraglich, ob das univariate ARIMA-Modell angesichts autokorrelierter Residuen die erste und zwölfte Differenz des auf Basis von *SM2* berechneten Multiplikators adäquat beschreibt und es somit als Vergleichsmaßstab geeignet ist. Beim Aggregationsniveau 3 ist das Ergebnis nicht einheitlich: Die Geldmenge *CM3* läßt sich leicht besser und *TM3* und *CESM3* leicht schlechter steuern als *SM3*, das von der Bundesbank als Zwischenziel betrachtet wird.

Bisher hat es sich um Ein-Monats-Prognosen innerhalb des Schätzzeitraums (80.7–93.4) gehandelt. Die sechs restlichen Beobachtungen der Stichprobe werden genutzt, um die Prognosegüte des Modells außerhalb des Schätzzeitraums zu überprüfen (out-of-sample Prognose). Die Ergebnisse widersprechen — gemessen am root mean squared error — denen, die sich auf die Perioden innerhalb des Schätzzeitraums beziehen: *SM*3 ist schlechter steuerbar als *SM*1; dasselbe gilt für die zinsgewichteten Geldmengen des Aggregationsniveaus 3 in bezug auf die des Aggregationsniveaus 2. Die

Bedeutung dieser Ergebnisse sollte nicht überbewertet werden, da sich innerhalb des Prognosehorizonts die zweite EWS-Krise (August) ereignete und es sich insofern um eine geldpolitisch unruhige Zeit handelt.[25]

6.4. Prognose von Geldmengenmultiplikatoren mittels Transferfunktionen

Im vorangehenden Abschnitt ist der Multiplikator des laufenden Monats nur aus seinen zurückliegenden Werten erklärt worden. Nun wird zusätzlich das operationale Ziel des laufenden Monats — die Geldbasis (B) oder der Geldmarktzins (i) — berücksichtigt. Das Transferfunktionsmodell unter dem Geldbasis-Regime lautet:

$$(57)\quad \Delta_1\Delta_{12}\, m_{LXML,t} = \alpha_0 + \alpha_1\, \Delta_1\Delta_{12}\, LB_t + \alpha_2 D90.6 + \alpha_3\, D90.7 + \alpha_4\, D91.6 + \alpha_5 D91.7$$
$$+ \beta_1\, \varepsilon_{t-1} + \cdots + \beta_p\, \varepsilon_{t-p} + \gamma_1\, u_{t-1} + \cdots + \gamma_q\, u_{t-q} + u_t,$$

wobei *D* Dummy-Variable sind, die die Wirtschafts- und Währungsunion mit der ehemaligen DDR berücksichtigen.[26]

Wie Tabelle 4 zeigt, folgen die Residuen aller Transferfunktionsmodelle einem Prozeß weißen Rauschens. Verglichen mit dem univariaten Modell hat sich die Prognosegüte innerhalb des Schätzzeitraums verbessert, und zwar am ausgeprägtesten im Fall des *SM3*-Multiplikators: Der root mean squared error beträgt nur noch ein Drittel Prozent. Wie im Fall der univariaten Prognosen verbessert sich für ein bestimmtes Aggregationsverfahren die Prognose der Multiplikatoren bzw. Geldmengen mit zunehmendem Aggregationsniveau. Allerdings erweisen sich alle zinsgewichteten Geldmengenaggregate mit Ausnahme von *CM2* als schlechter prognostizierbar als die entsprechenden Summenaggregate.

Unter dem Preis-Regime werden sowohl die Geldmengenmultiplikatoren als auch die Geldbasis prognostiziert. Die Parameter des folgenden Transferfunktionsmodells

25 Die Güte der out-of-sample Prognosen wird deshalb im folgenden nicht mehr kommentiert.

26 Vgl. Fußnote 23.

Tabelle 4 — Prognose von Geldmengenmultiplikatoren mittels Transferfunktionen — Geldbasis-Regime[1]

Variable	AR[2]	MA[2]	AIC[3]	AC(1)[4]	AC(12)[4]	MAP%[5]	RMSE%[6]	TU[7]	RMSE%[8]
$\Delta_1\Delta_{12}m_{LSM1}$	2, 3, 7, 10	12	–9,9937	0,00	8,89	0,4585	0,6293	0,4175	0,6319
$\Delta_1\Delta_{12}m_{LSM2}$	5, 12	1	–10,4240	0,46	12,97	0,4012	0,5141	0,4235	0,9340
$\Delta_1\Delta_{12}m_{LSM3}$	1, 3, 9	9, 12	–11,2986	0,27	5,93	0,2482	0,3277	0,2585	0,5049
$\Delta_1\Delta_{12}m_{LTM2}$	2, 3, 5, 10, 12	12	–10,2268	0,00	13,56	0,4199	0,5565	0,4335	0,5615
$\Delta_1\Delta_{12}m_{LTM3}$	1, 3	1, 3, 10, 12	–10,8736	0,00	9,04	0,3138	0,4027	0,3505	1,0560
$\Delta_1\Delta_{12}m_{LCM2}$	2, 3, 12	3, 9, 12	–10,4625	0,05	15,66	0,3694	0,4946	0,4078	0,2381
$\Delta_1\Delta_{12}m_{LCM3}$	3	1,3, 6, 10, 12	–11,1582	0,00	7,42	0,2820	0,3493	0,3100	0,5580
$\Delta_1\Delta_{12}m_{LCESM2}$	2, 3, 5, 12	1, 12	–10,1992	0,35	16,06	0,4352	0,5642	0,4202	0,7026
$\Delta_1\Delta_{12}m_{LCESM3}$	1, 3, 10	1, 3, 9, 12	–10,7775	0,34	9,83	0,3350	0,4198	0,3613	0,9125

[1] Schätzzeitraum 80.7–93.4, Schätzgleichung (57). — [2] Verzögerung der AR- bzw. MA-Komponenten. — [3] Akaike-Informationskriterium. — [4] Breusch-Godfrey-Lagrange-Multiplikatortest auf Autokorrelation. In Klammern die Ordnung des autoregressiven Prozesses. — [5] Mittlerer absoluter Ein-Perioden-Prognosefehler in vH, 80.7–93.4. — [6] Root mean squared error in vH, Ein-Perioden-Prognose, 80.7–93.4. — [7] Theilscher Ungleichheitskoeffizient, berechnet auf Basis nicht-logarithmierter Werte, 80.7–93.4. — [8] Root mean squared error in vH, dynamische out-of-sample Prognose von 93.5–93.10. — *(**,***) = signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH (5 vH, 1 vH).

Tabelle 5 — Prognose von Geldmengenmultiplikatoren und der Geldbasis mittels Transferfunktionen — Preis-Regime[1]

Variable	AR[2]	MA[2]	AIC[3]	AC(1)[4]	AC(12)[4]	MAP%[5]	RMSE%[6]	TU[7]	RMSE%[8]
$\Delta_1\Delta_{12}LB$	1, 2, 10, 12	1, 2, 10, 12	–10,5497	0,00	10,56	0,3658	0,4674	0,2703	0,3509
$\Delta_1\Delta_{12}m_{LSM1}$	3, 7, 12	12	–9,9553	0,00	15,87	0,4766	0,6457	0,4279	0,4641
$\Delta_1\Delta_{12}m_{LSM2}$	1, 5, 6, 9, 10	2, 5, 6, 9, 12	–10,1868	0,00	3,79	0,4287	0,5531	0,4610	0,9820
$\Delta_1\Delta_{12}m_{LSM3}$	10	3, 12	–10,5455	0,00	3,33	0,3665	0,4838	0,3784	0,8613
$\Delta_1\Delta_{12}m_{LTM2}$	2, 3, 4, 5, 6, 10, 12	12	–10,2481	0,00	6,40	0,4190	0,5435	0,4214	0,6137
$\Delta_1\Delta_{12}m_{LTM3}$	10, 12	10, 12	–10,6364	1,36	8,92	0,3660	0,4593	0,3968	1,0372
$\Delta_1\Delta_{12}m_{LCM2}$	3, 4, 6, 10	12	–10,4804	0,33	8,30	0,3827	0,4934	0,4042	0,5670
$\Delta_1\Delta_{12}m_{LCM3}$	10	10, 12	–10,7011	0,14	8,29	0,3523	0,4476	0,3920	0,8600
$\Delta_1\Delta_{12}m_{LCESM2}$	2, 3, 5, 6, 10	12	–10,2209	0,08	9,23	0,4264	0,5581	0,4149	0,3779
$\Delta_1\Delta_{12}m_{LCESM3}$	3, 6, 9, 10, 12	3, 6, 9, 10,12	–10,4350	0,75	6,15	0,3869	0,4886	0,4184	0,5195

[1] Schätzzeitraum 80.7–93.4, Schätzgleichung (58). — [2] Verzögerung der AR- bzw. MA-Komponenten. — [3] Akaike-Informationskriterium. — [4] Breusch-Godfrey-Lagrange-Multiplikatortest auf Autokorrelation. In Klammern die Ordnung des autoregressiven Prozesses. — [5] Mittlerer absoluter Ein-Perioden-Prognosefehler in vH, 80.7–93.4. — [6] Root mean squared error in vH, Ein-Perioden-Prognose, 80.7–93.4. — [7] Theilscher Ungleichheitskoeffizient, berechnet auf Basis nicht-logarithmierter Werte, 80.7–93.4. — [8] Root mean squared error in vH, dynamische out-of-sample Prognose von 93.5–93.10. — *(**,***) = signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH (5 vH, 1 vH).

$$(58)\quad \Delta_1\Delta_{12}m_{LXML,t} = \alpha_0' + \alpha_1'\Delta_1 i_t + \alpha_2' D90.6 + \alpha_3' D90.7 + \alpha_4' D91.6$$

$$+ \alpha_4' D91.7 + \beta_1' \varepsilon_{t-1} + \cdots + \beta_p' \varepsilon_{t-p} + \gamma_1' u_{t-1} + \cdots + \gamma_p' u_{t-p} + u_t$$

werden geschätzt.[27] Wie Tabelle 5 zeigt, führt die Zinsgewichtung innerhalb des Schätzzeitraums beim Aggregationsniveau 2 gegenüber dem Summenaggregat in zwei Fällen zu einer Verbesserung und in einem zu einer Verschlechterung der Prognosegüte der Geldmengenmultiplikatoren. Auf dem Aggregationsniveau 3 sind der *CM3*- und der *TM3*-Multiplikator leicht besser prognostizierbar. Da unter dem Preis-Regime jedoch die Geldbasis endogen ist, müssen die Prognosen für die Multiplikatoren gemäß Beziehung (17) mit denen für die Geldbasis kombiniert werden, um Aussagen über die Steuerbarkeit der jeweiligen Geldmengen zu erhalten. Wie Tabelle 6 zeigt, verbessert die Zinsgewichtung gemessen am root mean squared error innerhalb des Schätzzeitraums bei keinem der Aggregationsniveaus die Prognostizierbarkeit der Geldmengen. Das Ergebnis ist insbesondere deshalb von Bedeutung, da die Bundesbank tatsächlich vor allem die Geldmarktsätze und nicht die Geldbasis steuert.

Tabelle 6 — Prognose von Geldmengen mittels Transferfunktionen — Preis-Regime[1]

Variable	MAP%[2]	RMSE%[3]	TU[4]	RMSE%[5]
SM1	0,5524	0,7766	0,3217	0,4884
SM2	0,3613	0,4652	0,3131	0,8053
SM3	0,2660	0,3580	0,2765	0,5612
TM2	0,4677	0,6318	0,3050	0,4389
TM3	0,3614	0,4578	0,2550	0,7724
CM2	0,4239	0,5841	0,3020	0,8454
CM3	0,3335	0,4224	0,2454	0,5532
CESM2	0,4744	0,6379	0,2975	0,4063
CESM3	0,3974	0,4962	0,2636	0,4461

[1] Schätzzeitraum 80.7–93.4, Prognose der Geldmengenmultiplikatoren und der Geldbasis gem. Tabelle 5. — [2] Mittlerer absoluter Ein-Perioden-Prognosefehler in vH, 80.7–93.4. — [3] Root mean squared error in vH, Ein-Perioden-Prognosen, 80.7–93.4. — [4] Theilscher Ungleichheitskoeffizient, berechnet auf Basis nicht-logarithmierter Werte, 80.7–93.4. — [5] Root mean squared error in vH, dynamische out-of-sample Prognose von 93.5–93.10.

[27] Im Ansatz wird die erste Differenz des Tagesgeldzinses aufgenommen, da diese stationär ist (Datenbasis: 78.6–93.10; ADF = –7,03, Testspezifikation: C, 1, AC(1) = 2,28, AC(12) = 14,01; zur Bedeutung der Abkürzungen vgl. Tabelle 2). Zur Erklärung von $\Delta_1\Delta_{12}LB$ wird ein (58) entsprechender Ansatz verwendet.

6.5. Vergleich mit den Ergebnissen anderer Studien

Für Deutschland ist die Steuerbarkeit zinsgewichteter Geldmengenaggregate bisher nicht untersucht worden. Was summarische Geldmengenaggregate anbelangt, stimmen die vorliegenden Ergebnisse mit denen anderer Autoren überein. So kommt Willms [1978, S. 116–119] zu dem Ergebnis, daß *SM*3 mittels eines univariaten ARIMA-Modells besser steuerbar ist als *SM*1. Dies gilt nach Fratianni und Nabli [1979, S. 410 und 417] und von Hagen [1988, S. 98] auch, wenn der Schätzansatz um die Transfervariable Geldbasis erweitert wird. Scheide [1993, S. 110] zeigt, daß die Summenaggregate *SM*1, *SM*2 und *SM*3 nach der Wirtschafts- und Währungsunion mit der ehemaligen DDR ebensogut steuerbar sind wie davor. Die numerischen Ergebnisse der anderen Studien sind mit denen der vorliegenden nicht gut vergleichbar, da unterschiedliche Fehlermaße verwendet werden. Beispielsweise beziehen Fratianni und Nabli [1979, S. 409] ihre Fehlermaße auf die ersten Differenzen des Multiplikators. Am ehesten ist die vorliegende Arbeit mit der von von Hagen [1988] vergleichbar. Im univariaten Fall weist er für den *SM*1-Multiplikator einen root mean squared error von 1,35 vH (Prognosehorizont: ein Monat) und für den von *SM*3 einen von 0,62 vH aus. Von der Größenordnung her stimmen die Ergebnisse also überein. Daß der Prognosefehler für *SM*1 über dem in der vorliegenden Arbeit berechneten (0,65 vH) liegt, dürfte vor allem an den unterschiedlichen Schätzperioden liegen.

7. Zusammenfassung

In der vorliegenden Arbeit wird erstmals für Deutschland untersucht, ob zinsgewichtete Geldmengenaggregate besser steuerbar sind als summarische. Dazu werden sowohl univariate als auch multivariate Prognose-Methoden angewendet. Letztgenannte berücksichtigen zusätzlich den Erklärungsbeitrag operationaler geldpolitischer Ziele (Geldbasis oder Geldmarktzinsen), mit deren Hilfe das geldpolitische Zwischenziel, die Geldmenge, gesteuert werden soll. Wie die erste Zeile von Übersicht 2 zeigt, führt die Zinsgewichtung im Vergleich zur summarischen Geldmengenbildung bei der univariaten Methode zwar mehrheitlich zu einer Verbesserung der Prognosen. Allerdings nutzt dieser Ansatz nicht die Informationen über das operationale geldpolitische Ziel der laufenden Periode aus. Berücksichtigt werden muß weiter, daß es für *SM*2 nicht gelingt, ein Modell zu schätzen, das die Daten adäquat beschreibt. Unterstellt man, die Bundesbank betrachte die Geldbasis als operationales Ziel und nimmt man daher die Geldbasis in den Schätzansatz auf, so verschlechtern sich in der Mehrzahl der untersuchten Fälle die Ergebnisse für die zinsgewichteten verglichen mit denen für die summarischen Geldmengen (mittlere Zeile von Übersicht 2). Unter der Annahme, die Bundesbank kontrolliere die Geldmarktzinsen, erweisen sich alle zinsgewichteten Geldmengenaggregate als schlechter steuerbar als die Summenaggregate des entsprechenden Aggregationsniveaus (untere Zeile von Übersicht 2). Dieses Ergebnis ist insbesondere deshalb bedeutsam, da die Bundesbank im Schätzzeitraum eher die Geldmarktzinsen als die Geldbasis zu steuern versuchte. Zusammenfassend läßt sich also sagen, daß die Zinsgewichtung zwar in Einzelfällen zu einer — allerdings nur geringen — Verbesserung der Steuerbarkeit von Geldmengen beitragen kann. Die Wahrscheinlichkeit ist aber hoch, daß zinsgewichtete Geldmengenaggregate — insbesondere auf dem von der Bundesbank favorisierten Aggregationsniveau 3 — schlechter steuerbar sind.

Übersicht 2 — Anzahl der zinsgewichteten Geldmengenaggregate, die bei unterschiedlichen Aggregationsniveaus und Prognoseverfahren besser bzw. schlechter steuerbar sind als Summenaggregate[1]

Prognosemethode	Aggregationsniveau 2	Aggregationsniveau 3
Univariat[2]	besser: 3 schlechter: 0	besser: 1 schlechter: 2
Multivariat–Geldbasis-Regime[3]	besser: 1 schlechter: 2	besser: 0 schlechter: 3
Multivariat–Preis-Regime[4]	besser: 0 schlechter: 3	besser: 0 schlechter: 3

[1] Gemessen am root mean squared error, innerhalb des Schätzzeitraums. — [2] Vgl. Tabelle 3. — [3] Vgl. Tabelle 4. — [4] Vgl. Tabelle 6.

Die empirischen Untersuchungen zeigen weiter, daß die Steuerbarkeit eher durch die Anzahl der einbezogenen Geldmengenkomponenten (Bargeld, Sicht-, Termin- und Spareinlagen) beeinflußt wird als durch die Art ihrer Aggregation. Die Auswahl der Geldmengenkomponenten ist also das geeignetere Mittel, um die Steuerbarkeit von geldpolitischen Zwischenzielen zu beeinflussen.

Vor allem weil die Geldmenge nicht exakt steuerbar ist, setzt die Bundesbank das Geldmengenziel seit 1975 nicht mehr in Form einer einzigen Zahl. Vielmehr strebt sie an, die Geldmenge solle innerhalb eines Zielkorridors expandieren. Weicht die Geldmenge weniger als einen Prozentpunkt von der Mitte dieses Korridors ab, so betrachtet die Bundesbank derzeit ihr Geldmengenziel als erreicht [Deutsche Bundesbank, 1993, S. 110 f.]. Mit Blick auf diese Toleranzmarge erscheint ein Prognosefehler für *SM*3 von weniger als einem halben Prozent hinnehmbar. Folglich besteht — was das Problem der Steuerbarkeit von Geldmengenaggregaten anbelangt — kein Handlungsbedarf.

Literaturverzeichnis

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

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

BLEYMÜLLER, Josef, Günther GEHLERT, Herbert GÜLICHER, Statistik für Wirtschaftswissenschaftler, 6. Auflage, München 1989.

BRUNNER, Karl, Allan H. MELTZER, "Liquidity Traps for Money, Bank Credit, and Interest Rates". Journal of Political Economy, Vol. 76, 1968, S. 1–37.

BOMHOFF, Edward J., "Predicting the Money Multiplier. A Case Study for the U.S. and the Netherlands". Journal of Monetary Economics, Vol. 3, 1977, S. 325–345.

BOX, George E. P., Gwilym M. JENKINS, Time Series Analysis, Forecasting and Control, rev. ed., Oakland 1976.

BURGER, Albert E., Lionel KALISH III, Christopher T. BABB, "Money Stock Control and Its Implications for Monetary Policy". Federal Reserve Bank of St. Louis, Review, Vol. 53, No. 10, 1971, S. 6–22.

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

DEUTSCHE BUNDESBANK, Die Deutsche Bundesbank. Geldpolitische Aufgaben und Instrumente. Sonderdruck der Deutschen Bundesbank Nr. 7, 6. Auflage, Frankfurt/Main 1993.

—, "Die Geldmarktsteuerung der Deutschen Bundesbank". Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, Frankfurt/Main, Mai 1994, S. 61–75.

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.

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

FRATIANNI, Michele, Mustapha NABLI, "Money Stock Control in the EEC Countries". Weltwirtschaftliches Archiv, Vol. 115, 1979, S. 401–424.

HAGEN, Jürgen von, "Alternative Operating Regimes for Money Stock Control in West Germany: An Empirical Evaluation". Weltwirtschaftliches Archiv, Vol. 124, 1988. S. 89–107.

—, "Operating Targets and Information Variables in Money Multiplier Forecasting". Weltwirtschaftliches Archiv, Vol. 126, 1990, S. 643–661.

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.

JOHANNES, James M., Robert H. RASCHE, "Predicting the Money Multiplier". Journal of Monetary Economics, Vol. 5, 1979, S. 301–325.

—, —, Controlling the Growth of Monetary Aggregates. Rochester Studies in Economics and Policy Issues, Boston 1987.

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 W. [a], Theorie und empirische Bestimmung zinsgewichteter Geldmengenaggregate. Kieler Arbeitspapier, 620, Institut für Weltwirtschaft, März 1994.

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

— [c], Zinsgewichtete Geldmengenaggregate und wirtschaftliche Aktivität. Kieler Arbeitspapier, 656, Institut für Weltwirtschaft, Oktober 1994.

MADDALA, G.S. Introduction to Econometrics, 2nd. ed., New York 1992.

NEUMANN, Manfred J. M., "Die Grundgeldmenge — Ein neuer Indikator der Geldpolitik". Weltwirtschaftliches Archiv, Vol. 122, 1986, S. 520–532.

—, Jürgen von HAGEN, "Monetary Policy in Germany". Indiana Center for Global Business, The School of Business, Indiana University. Discussion Paper Nr. 59, Jan. 1991.

PINDYCK, Robert S., Daniel L. RUBINFELD, Econometric Models and Economic Forecasts. New York 1991.

SACHVERSTÄNDIGENRAT ZUR BEGUTACHTUNG DER GESAMTWIRTSCHAFTLICHEN ENTWICKLUNG, Jahresgutachten 1986/87. Bundestagsdrucksache 10/6562, 1986.

—, Jahresgutachten 1988/89. Bundestagsdrucksache 11/3478, 1988.

—, Jahresgutachten 1993/94. Stuttgart 1993.

SCHEIDE, Joachim, "Deutsche Geldpolitik ohne Orientierung? Eine empirische Untersuchung zu den Grundlagen der Geldmengenziele". Konjunkturpolitik, Vol. 39, 1993, S. 100–120.

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

SCHWARZE, Jochen (Hrsg.), Angewandte Prognoseverfahren. Herne, Berlin 1980.

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, Economic Forecasts and Policy, 2nd. rev. ed., Amsterdam 1961.

—, Applied Economic Forecasting. Amsterdam 1966.

—, Introduction to Econometrics. Englewood Cliffs 1978.

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

TÖRNQVIST, Leo, "The Bank of Finland's Consumption Price Index". Bank of Finland, Monthly Bulletin, Nr. 10, 1936, S. 27–34. Wiederabgedruckt in: TÖRNQVIST, Leo, "Collected Scientific Papers of Leo Törnqvist". Helsinki, 1981, S. 113–120.

WILLMS, Manfred, "Die Steuerung der Geldmenge in der Bundesrepublik Deutschland". Probleme der Geldmengensteuerung, Schriften des Vereins für Socialpolitik, Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, N.F., Vol. 99, 1978, S. 95–127.

—, "The Money Supply Approach: Empirical Evidence for Germany". In: Wolfgang GEBAUER (Hrsg.), Foundations of European Central Bank Policy, Heidelberg 1993.