

Krämer, Jörg W.

Working Paper — Digitized Version

Zinsgewichtete Geldmengenaggregate und Preisniveau

Kiel Working Paper, No. 635

Provided in Cooperation with:

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

Suggested Citation: Krämer, Jörg W. (1994) : Zinsgewichtete Geldmengenaggregate und Preisniveau, Kiel Working Paper, No. 635, Kiel Institute of World Economics (IfW), Kiel

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/47017>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

Kieler Arbeitspapiere

Kiel Working Papers

Kieler Arbeitspapier Nr. 635

**Zinsgewichtete Geldmengenaggregate
und Preisniveau**

von

Jörg Wilhelm 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. 635

**Zinsgewichtete Geldmengenaggregate
und Preisniveau**

von

Jörg Wilhelm Krämer

537847

Mai 1994

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

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

Gliederung

1. Einleitung	1
2. Zinsgewichtete Geldmengenaggregate — ein Überblick	1
3. Das P-Stern-Modell	6
4. Empirische Ergebnisse	11
4.1. Die verwendeten Daten	11
4.1.1. Das Preisniveau	11
4.1.2. Die Geldmengenaggregate	11
4.1.3. Das gleichgewichtige reale Transaktionsvolumen	14
4.2. Schätzung des P-Stern-Ansatzes	14
4.2.1. Bestimmung der Preislücke	15
4.2.2. Kointegrationstests nach Engle und Granger	17
4.2.3. Kointegrationstests im Fehlerkorrekturmodell	19
5. Abschlußbemerkungen	23
Literaturverzeichnis	24

1. Einleitung

Aus Sicht der Nachfragetheorie sind zinsgewichtete Geldmengenaggregate einfachen Summenaggregaten überlegen.¹ Eine dem Ziel stabilen Preisniveaus verpflichtete Notenbank ist jedoch nicht nur an der theoretischen Fundierung unterschiedlicher Geldmengenaggregate, sondern darüber hinaus an der empirischen Frage interessiert, ob zinsgewichtete Geldmengenaggregate das Preisniveau besser erklären können als Summenaggregate. Den Zusammenhang zwischen Geldmenge und Preisen untersucht die Bundesbank im Rahmen des sogenannten P-Stern-Modells.² Die Eignung zinsgewichteter Geldmengenaggregate als geldpolitische Zwischenziele soll im folgenden ebenfalls anhand dieses Modells untersucht werden.

Zunächst wird ein Überblick über die Theorie und Berechnungsweise zinsgewichteter Geldmengenaggregate gegeben (Abschnitt 2). Nachdem das P-Stern-Modell vorgestellt wurde (Abschnitt 3), wird es für unterschiedliche Summen- und zinsgewichtete Geldmengenaggregate geschätzt (Abschnitt 4). Abschnitt 5 faßt die Ergebnisse zusammen.

2. Zinsgewichtete Geldmengenaggregate — ein Überblick³

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

1 Vgl. etwa Barnett, Fisher, Serletis [1992], S. 2092.

2 Vgl. Deutsche Bundesbank [1992].

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

Substitutionseffekte sind, nicht. Summenaggregate wären dann nicht geeignet, die von ihren Komponenten ausgehenden Liquiditätsdienste korrekt zu messen.⁴

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 an⁵; als Aggregationsfunktionen dienen folgende rekursiv-separable Nutzenfunktionen⁶:

$$(1) \quad U_3 = U_3(M_{L_2+1,t}, M_{L_2+2,t}, \dots, M_{L_3,t}, U_2)$$

$$(2) \quad U_2 = U_2(M_{L_1+1,t}, M_{L_1+2,t}, \dots, M_{L_2,t}, U_1)$$

$$(3) \quad U_1 = U_1(M_{1,t}, M_{2,t}, \dots, M_{L_1,t})$$

für $l = 1, \dots, L_1, \dots, L_2, \dots, L_3$.

Die durch den tiefergestellten Laufindex $l=1, \dots, L_1$ gekennzeichneten nominalen Zahlungsmittel sind im Bundesbank-Summenaggregat $SM1$ ⁷ enthalten, L_1+1, \dots, L_2 bezeichnet jene Zahlungsmittel, die über $SM1$ hinaus in das offizielle Summenaggregat $SM2$ eingehen; L_2+1, \dots, L_3 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 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].

⁵ Die Analyse läßt sich problemlos auf Unternehmen übertragen. Zusätzlich zu Nutzenfunktionen betrachtet man dann Produktionsfunktionen von Unternehmen.

⁶ Vgl. Serletis [1991], S. 37/38.

⁷ Der gebräuchlicheren Abkürzung, etwa $M1$, ist der Buchstabe S vorangestellt, um die Art der Aggregation, nämlich Summation, zu kennzeichnen.

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

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

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

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

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

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

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

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

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

$$(8) \quad CM1(M_1) = \prod_{l=1}^{L1} M_{l,t}^{\alpha_l}, \text{ mit } \sum_{l=1}^{L1} \alpha_l = 1.$$

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

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

Der Koeffizient α_l läßt sich schätzen.⁸

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

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

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

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

Wird diese deterministische Beziehung von einer Störvariablen überlagert und schätzt man die Parameter der Beziehung, so lassen sich β und — falls man α_1 auf Eins normiert — α_l bestimmen.¹⁰

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:

⁸ Vgl. Tödter [1993], S. 10.

⁹ 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.

¹⁰ Chetty [1969] hat einen ähnlichen Schätzansatz abgeleitet.

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

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

Es gibt eine Vielzahl ad-hoc definierter Mengenindizes. Im folgenden werden nur exakte Mengenindizes betrachtet. Ein Mengenindex ist exakt bezüglich einer Aggregationsfunktion $XMI(M)$, wenn er aus letzterer mit Hilfe eines Optimierungskalküls ableitbar ist. Ist ein Mengenindex exakt, so kann man mit dessen Hilfe Veränderungsrate 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.¹¹

Ein Beispiel für einen superlativischen Index ist der Törnqvist-Geldmengenindex:¹²

$$(13) \quad TM_1 = TM_{1,-1} \prod_{t=1}^{L1} [M_{1,t} / M_{1,t-1}]^{2[W_t + W_{t-1}]},$$

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

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:

¹¹ Vgl. Diewert [1976], S. 116/7.

¹² Vgl. Törnqvist [1936], S. 28.

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

Zinsgewichtete Geldmengenaggregate messen die von unterschiedlichen Zahlungsmitteln insgesamt geleisteten Liquiditätsdienste. Summenaggregaten gelingt dies nicht, solange keine vollständige Substitutionalität zwischen den in das Aggregat eingehenden Zahlungsmitteln vorhanden ist. Vorstellbar ist daher, daß zinsgewichtete Geldmengenaggregate das Preisniveau besser erklären können als Summenaggregate. Untersucht wird diese Frage anhand des P-Stern-Modells, dessen theoretische Grundlagen im folgenden behandelt werden.

3. Das P-Stern-Modell

Ziel des P-Stern-Modells ist es, das Preisniveau durch die Geldmenge zu erklären. Entwickelt wurde der Ansatz von Mitarbeitern der amerikanischen Notenbank.¹³ Ausgangspunkt des Modells ist die Quantitätsgleichung:

$$(15) \quad XML \cdot V \equiv \Pi \cdot Q, \text{ oder}$$

$$(16) \quad LXML + LV \equiv L\Pi + LQ,$$

wobei XML ein nach einem noch zu spezifizierenden Verfahren berechnetes nominales Geldmengenaggregat des Aggregationsniveaus $L=1,2,3$ ist, V die Umlaufgeschwindigkeit, Π ein Preisindex und Q ein Maß für das reale Transaktionsvolumen. Ein den Variablen vorangestelltes L bedeutet, daß die natürlichen Logarithmen dieser Variablen betrachtet werden.

Im Gegensatz zum tatsächlichen Preisniveau wird unter dem langfristigen oder gleichgewichtigen Preisniveau Π^* jenes verstanden, das sich ergibt, wenn die

¹³ Vgl. als zuerst veröffentlichte Arbeit Hallman, Porter, Small [1989].

Umlaufgeschwindigkeit und das reale Transaktionsvolumen bei gegebener Geldmenge ihre jeweiligen Gleichgewichtswerte annehmen¹⁴:

$$(17) \quad L\Pi^* \equiv LXML + LV^* - LQ^*$$

Das gleichgewichtige Preisniveau steigt, wenn die Geldmenge stärker ausgeweitet wird als das um Veränderungen der gleichgewichtigen Umlaufgeschwindigkeit bereinigte, gleichgewichtige, reale Transaktionsvolumen.

Die Preislücke ("price gap") auf Basis eines bestimmten Geldmengenaggregats XML sei definiert als

$$(18) \quad GXML \equiv L\Pi^* - L\Pi$$

Beträgt der Wert der Preislücke beispielsweise 0,02, so ist das gleichgewichtige Preisniveau 2 vH höher als das tatsächliche.

Löst man Gleichung (16) nach $L\Pi$ auf und zieht diese Beziehung von Gleichung (17) ab, so erhält man

$$(19) \quad GXML \equiv (LV^* - LV) + (LQ - LQ^*)$$

Die Preislücke setzt sich also zusammen aus der Abweichung der Umlaufgeschwindigkeit vom Gleichgewicht ("velocity gap") und der des realen Transaktionsvolumens vom Gleichgewicht ("output gap"). Wird die Geldmenge stärker ausgeweitet als aus Stabilitätsgesichtspunkten gerechtfertigt und steigt mithin das gleichgewichtige Preisniveau, so muß entweder ein Liquiditätsüberhang ($LV < LV^*$) oder ein konjunktureller Aufschwung ($LQ > LQ^*$) bzw. eine Kombination beider Effekte eingetreten sein.¹⁶

Die nun definierte Preislücke benutzen die Vertreter des P-Stern-Ansatzes, um die tatsächliche Inflationsrate $\Delta_1 L\Pi_t = L\Pi_t - L\Pi_{t-1}$ zu erklären. Gestützt durch

¹⁴ Vgl. Hallman, Porter, Small [1989], S. 1.

¹⁵ Hallman, Porter und Small [1991, S. 843] haben die Preislücke ursprünglich umgekehrt definiert, nämlich als Logarithmus des tatsächlichen abzüglich des gleichgewichtigen Preisniveaus.

¹⁶ Gern et al. [1994], S. 13

empirische Beobachtungen postulieren sie, daß die Inflationsrate steigt, wenn die Preislücke der Vorperiode positiv ist und umgekehrt:¹⁷

$$(20) \quad \Delta_1 L\Pi_t = f(GXML_{t-1}), \text{ wobei } \frac{\partial \Delta_1 L\Pi_t}{\partial GXML_{t-1}} > 0.$$

Die von einer positiven Preislücke ausgelösten Anpassungsmechanismen werden im folgenden aus Gründen der Anschaulichkeit für den simplifizierten Fall erläutert, daß die Umlaufgeschwindigkeit und das reale Transaktionsvolumen langfristig konstant sind. In der Ausgangssituation stimmen gleichgewichtiges und tatsächliches Preisniveau überein und sind im Zeitablauf konstant, da die Geldmenge im Einklang mit einer stabilitätsorientierten Geldpolitik nicht ausgeweitet worden ist. Wird nun die Geldmenge gegenüber der Ausgangssituation dauerhaft erhöht, so steigt das gleichgewichtige Preisniveau. Die so entstandene positive Preislücke erhöht in der Folgeperiode das tatsächliche Preisniveau. Da die Preislücke teilweise geschlossen und somit niedriger ist, nimmt das tatsächliche Preisniveau in der nächsten Periode um einen geringeren Betrag zu; die Inflationsrate sinkt. Der Prozeß endet, wenn das tatsächliche Preisniveau das gleichgewichtige erreicht hat und beide konstant sind. Im P-Stern-Modell wird das Preisniveau also sowohl kurz- als auch langfristig von der Geldmenge bestimmt.

Die Entwicklung des P-Stern-Ansatzes kann als Erweiterung der Output-Lücken-Modelle zur Inflationserklärung aufgefaßt werden.¹⁸ Output-Lücken-Modelle — wie sie in makroökonomischen Lehrbüchern oft vorgestellt werden — sehen die Inflationsrate von der Output-Lücke, dem zweiten Summanden der Preis-Lücke, beeinflußt. Argumentiert wird dabei im Rahmen eines Modells mit dynamischen aggregierten Nachfrage- und Angebotsfunktionen. Die dynamische aggregierte Nachfragefunktion wird aus dem IS-LM-Modell abgeleitet, die dynamische Angebotsfunktion aus einer um Inflationserwartungen erweiterten Phillips-Kurven-Beziehung.¹⁹ In diesen Modellen bestimmt die Geldmengenexpansionsrate zwar langfristig die Inflationsrate. Das sich nach Ablauf aller Anpassungsprozesse ergebende Preisniveau hängt dagegen vom Preisniveau der Ausgangssituation ab. In Output-Lücken-Modelle ist das Preisniveau also nicht

¹⁷ Vgl. Hallman, Porter, Small [1989], S. 2 - 4.

¹⁸ Vgl. Hallman, Porter, Small [1989], S. 26 - 28.

¹⁹ Vgl. etwa Dornbusch, Fischer [1990], S. 513 - 530.

an die Geldmenge gebunden. Die Erweiterung des Output-Lücken-Modells um die Abweichung der Umlaufgeschwindigkeit vom Gleichgewicht stellt hingegen diese Bindung sicher.

Die theoretische Begründung des Output-Lücken-Modells legt nahe, daß Preisniveau und Inflation durch strukturelle Modelle zu erklären sind. In diesen sind die Erwartungsbildung, die Lohnfindung, Wechselkursänderungen etc. abzubilden. Hallman et al. [1989, S. 5-7] betonen, daß es sich beim P-Stern-Ansatz um eine reduzierte Form eines strukturellen Modells handelt.²⁰

Es gibt zwei Möglichkeiten, die für die Bestimmung der Preislücke erforderliche gleichgewichtige Umlaufgeschwindigkeit zu berechnen. Zum einen kann sie direkt aus den beobachtbaren Umlaufgeschwindigkeiten berechnet werden. So haben Hallman, Porter, Small [1991, S. 842] für die USA die gleichgewichtige Umlaufgeschwindigkeit als arithmetisches Mittel der im Schätzzeitraum beobachtbaren Umlaufgeschwindigkeiten gemessen. Für Deutschland approximiert Scheide [1993, S. 8] die gleichgewichtige Umlaufgeschwindigkeit durch eine quadratische Trendfunktion.

Zweitens kann die gleichgewichtige Umlaufgeschwindigkeit aus einer Geldnachfragefunktion heraus berechnet werden. Diesen Ansatz wählt beispielsweise die Deutsche Bundesbank:²¹

$$(21) \quad \frac{XML}{\Pi} = e^{\beta_1} \cdot Q^{\beta_2} \cdot e^u,$$

bzw. in logarithmischer Schreibweise:

$$(22) \quad LXML - L\Pi = \beta_1 + \beta_2 \cdot LQ + u,$$

wobei β_2 die langfristige Elastizität der realen Geldnachfrage in bezug auf das reale Transaktionsvolumen und u eine Störvariable ist.

Löst man die Quantitätsgleichung (16) auf,

²⁰ Grundsätzlich gilt die Lucas-Kritik also auch bezüglich des P-Stern-Modells.

²¹ Vgl. im folgenden Deutsche Bundesbank [1992], S. 27 u. 28 sowie Reimers, Tödter [1993], S. 4 u. 5.

$$(23) \quad LXML - L\Pi = LQ - LV,$$

und setzt (22) gleich (23), so erhält man für die Umlaufgeschwindigkeit folgende stochastische Beziehung:

$$(24) \quad \begin{aligned} LV &= -\beta_1 - \beta_2 LQ - u + LQ \\ &= -\beta_1 + (1 - \beta_2)LQ - u. \end{aligned}$$

Im Gleichgewicht gilt für die Umlaufgeschwindigkeit:

$$(25) \quad LV^* = -\beta_1 + (1 - \beta_2)LQ^*.$$

Die gleichgewichtige Umlaufgeschwindigkeit sinkt, wenn die Elastizität β_2 der realen Geldnachfrage in bezug auf das reale Transaktionsvolumen größer als 1 ist. Gilt dies, so geht LV^* um so stärker zurück, je größer die Zuwachsrate des gleichgewichtigen, realen Transaktionsvolumens ist. V^* sinkt nur dann mit einer im Zeitablauf konstanten Rate und kann auch nur dann durch einen linearen Trend approximiert werden, wenn die Zuwachsrate von LQ^* im Zeitablauf konstant ist. Die Berechnung von LV^* mittels einer Trendfunktion ist also empirisch nicht immer zulässig, weshalb hier der Bundesbank-Ansatz angewandt wird.

Im folgenden wird gezeigt, wie bei Verwendung von (25) die Preislücke direkt ermittelt werden kann. Ersetzt man in (17) LV^* durch (25), so erhält man:

$$(26) \quad \begin{aligned} L\Pi^* &= LXML + LV^* - LQ^* \\ &= LXML - \beta_1 + (1 - \beta_2)LQ^* - LQ^* \\ &= LXML - \beta_1 - \beta_2 LQ^*. \end{aligned}$$

Zieht man von beiden Seiten $L\Pi$ ab und löst nach der realen Geldmenge auf, ergibt sich:

$$(27) \quad LXML - L\Pi \equiv LXMLR = \beta_1 + \beta_2 LQ^* + (L\Pi^* - L\Pi).$$

Schätzt man die Parameter dieser Geldnachfragefunktion, so entspricht das Residuum also der Preislücke.

4. Empirische Ergebnisse

4.1. Die verwendeten Daten

Zur Schätzung des im vorangegangenen Abschnitts vorgestellten P-Stern-Ansatzes benötigt man Daten über das Preisniveau, die realen Geldmengenaggregate und das gleichgewichtige, reale Transaktionsvolumen.

4.1.1. Das Preisniveau

Es gibt verschiedene Möglichkeiten, das Preisniveau zu messen. In der folgenden Arbeit wurden Quartalswerte des Deflators des Bruttoinlandsprodukts (BIP) gewählt, der im Durchschnitt des Jahres 1991 den Wert 100 besitzt. Bis zu Beginn der Wirtschafts- und Währungsunion am 1. Juli 1990 wurden Werte für Westdeutschland verwendet. Beginnend mit dem dritten Quartal 1990 wurde der gesamtdeutsche Deflator gewählt. Die zu dessen Berechnung erforderlichen Quartalsdaten des ostdeutschen BIP-Deflators, der im Durchschnitt des Jahres 1991 ebenfalls auf 100 indexiert ist, stammen aus der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung des DIW.²² Die Reihe des west- bzw. gesamtdeutschen Deflators wurde logarithmiert und saisonbereinigt.²³

Ab Mitte 1990 wurden für die Deflatoren gesamtdeutsche Daten verwandt, da die Geldmenge, die im P-Stern-Modell das Preisniveau erklärt, seit diesem Zeitpunkt nur noch für Gesamtdeutschland erhoben wird. Der BIP-Deflator wurde gewählt, da er die Preisentwicklung der gesamten inländischen Wertschöpfung berücksichtigt und somit ein sehr umfassendes Preismaß darstellt.

4.1.2. Die Geldmengenaggregate

Zunächst werden die zur Berechnung nominaler Summen-Geldmengenaggregate sowie nominaler zinsgewichteter Geldmengenaggregate erforderlichen Geldmengen- und Zinsdaten beschrieben. Alle Daten sind Monatswerte. Quartalsdurchschnitte werden erst auf der Ebene der Zahlungsmittelaggregate gebildet.

²² Vgl. Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung [1994]. Das Statistische Bundesamt veröffentlicht im Rahmen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen für Ostdeutschland nur Halbjahreswerte.

²³ Verwendet wurde das im Ökonometrie-Programm TSP (Version 4.2 B) implementierte multiplikative Saisonbereinigungsverfahren.

- 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 $SM1$. 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.²⁴ Alle Daten sind nicht-saisonbereinigte Monatsendbestände. Monatsdurchschnitte werden als arithmetische Mittel jeweils zweier aufeinanderfolgender Monatsendbestände berechnet. Bedingt durch die Wirtschafts- und Währungsunion mit der ehemaligen DDR liegen seit Mitte 1990 gesamtdeutsche Daten vor.
- Zinsen: Um die Nutzungskosten gemäß (7) zu berechnen, verwendet man als Anleiherendite R nicht-saisonbereinigte Werte der Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere. Für die Eigenverzinsung r_1 von in M_1 enthaltenen Zahlungsmitteln wurde in Ermangelung statistischer Erhebungen ein Wert von Null angesetzt. Als Maß für r_2 wurde 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.²⁵ Für r_3 wurden die Habenzinsen von Spareinlagen mit dreimonatiger Kündigungsfrist verwendet. Alle Zinsdaten liegen ab Februar 1975 vor. Geldmengen und Zinsen werden laufend im Monatsbericht der Deutschen Bundesbank veröffentlicht.

Mit Hilfe der Daten für Zahlungsmittel und Nutzungskosten wurden gemäß (9) folgende Parameter der Cobb-Douglas-M2-Aggregationsfunktion geschätzt:

$$(28) \quad CM2_t = M_{1,t}^{0,8148} M_{2,t}^{0,1852}$$

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

²⁴ Bis Juni 1993 Spareinlagen mit gesetzlicher Kündigungsfrist.

²⁵ In einzelnen Monaten übersteigt der Termingeldsatz die Umlaufrendite, wodurch die Nutzungskosten negativ werden. Um dies auszuschließen, wird die Umlaufrendite in allen Monaten um 0,5 Prozentpunkte angehoben.

$$(29) \quad CP2_t = \left(\sum_{i=1}^2 P_{i,t} M_{i,t} \right) / CM2_t.$$

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

$$(30) \quad CM3_t = CM2_t^{0,6342} M_{3,t}^{0,3658}.$$

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

$$(31) \quad CESM2_t = \left[M_{1,t}^{-6,5542} + 0,0231 M_{2,t}^{-6,5542} \right]^{-0,1526}$$

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

$$(32) \quad CESM3_t = \left[CESM2_t^{-0,3603} + 0,4954 M_{3,t}^{-0,3603} \right]^{-2,7755}$$

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.

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 monatlich vorliegenden Werte für Summen- und zinsgewichtete Geldmengenaggregate wurden zu Quartalswerten konvertiert, saisonbereinigt und logarithmiert. Reale Geldmengen wurden mit Hilfe des BIP-Deflators berechnet.

4.1.3. *Das gleichgewichtige reale Transaktionsvolumen*

Als Maß für das gleichgewichtige reale Transaktionsvolumen wurde das gesamtwirtschaftliche Produktionspotential verwandt. Darin nicht enthalten sind u.a. die zur Befriedigung der Zwischennachfrage erbrachten Vorleistungen.

Für Westdeutschland wurde das vom Sachverständigenrat in Preisen von 1991 berechnete Produktionspotential ausgewählt.²⁶ Mittels linearer Interpolation wurden aus den Jahreswerten Quartalswerte erzeugt.

Ökonometrisch gestützte Potentialberechnungen für Ostdeutschland sind wegen fehlender Daten — es gibt keine Angaben über das gesamtwirtschaftliche Anlagevermögen — und Strukturbrüchen im Zuge des Anpassungsprozesses der ostdeutschen Wirtschaft an marktwirtschaftliche Verhältnisse nicht möglich.²⁷ Heise [1991, S. 558] schlägt als Ausweg vor anzunehmen, daß die im Transformationsprozeß brachliegend gewordenen Kapazitäten in Zukunft nicht mehr rentabel nutzbar und folglich nicht dem Produktionspotential zurechenbar sind. Dann kann man das ostdeutsche Potential durch das saisonbereinigte reale Bruttoinlandsprodukt approximieren.

Das gesamtdeutsche Potential ab dem dritten Quartal 1990 wurde durch Addition des west- und ostdeutschen Potentials gebildet.

4.2. *Schätzung des P-Stern-Ansatzes*

Mit Hilfe der im vorherigen Abschnitt beschriebenen Daten wird nun das P-Stern-Modell geschätzt. Um zunächst die Preislücke zu bestimmen, wird die in Niveaugrößen formulierte Geldnachfragefunktion (27) geschätzt (Abschnitt 4.2.1.). Anschließend ist der Kointegrationsanalyse von Engle und Granger [1987] folgend mit Hilfe von Dickey-Fuller-Tests zu prüfen, ob die Residuen der Geldnachfragefunktion, die Preislücke, stationär sind und mithin die Geldmenge langfristig das Preisniveau bestimmt (Abschnitt 4.2.2.). Schließlich wird das Fehlerkorrekturmodell geschätzt, wobei ein zusätzlicher Kointegrationstest anhand des Fehlerkorrekturterms durchgeführt wird (Abschnitt 4.2.3.).

²⁶ Vgl. Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung [1993], S. 273.

²⁷ Vgl. Döpke [1993], S. 16.

4.2.1. Bestimmung der Preislücke

Die Schätzung der langfristigen Geldnachfragefunktion setzt voraus, daß die realen Zahlungsmittelaggregate sowie das Potential vom gleichen Grade integriert sind. Dies wurde mit Hilfe der von Dickey und Fuller [1981] entwickelten Tests überprüft (Tabelle 1). Nullhypothese ist, daß die untersuchte Zeitreihe mindestens integriert vom Grade 1 ist. Ausgehend vom einfachen Dickey-Fuller-Test (DF-Test) wurde die Testgleichung solange um endogene Lag-Variablen erweitert (ADF-Test), bis die Hypothese, daß die Residuen nicht autokorreliert sind, nicht zurückgewiesen werden konnte. Auf fehlende Autokorrelation wurde mit Hilfe eines Lagrange-Multiplikator-Tests geprüft.²⁸ Als Alternativhypothese wurde betrachtet, die Störvariable folge einem autoregressiven Prozeß der Ordnung 1 bzw. 4.

Zunächst wurden die Niveaus der Zeitreihen getestet (obere Hälfte von Tabelle 1). Die Nullhypothese, die jeweilige Zeitreihe ist nicht-stationär, konnte in keinem der Fälle abgelehnt werden. Dagegen wurde die Nullhypothese bei Verwendung der ersten Differenzen der logarithmierten Zeitreihen zurückgewiesen (untere Hälfte von Tabelle 1). Die in die langfristige Geldnachfragefunktion eingehenden Variablen sind somit integriert vom Grade 1. Daß für Törnqvist- und Fisher-Aggregate des gleichen Niveaus in der ersten und den noch folgenden Tabellen nahezu identische Schätzergebnisse ausgewiesen werden, liegt daran, daß beide Indizes superlativisch sind. Für empirische Zwecke ist es also unerheblich, welchen superlativischen Index man im einzelnen wählt.

Bei der Schätzung der Kointegrationsbeziehung muß beachtet werden, daß mit dem dritten Quartal 1990 beginnend gesamtdeutsche Daten verwendet werden. Da seitdem zusätzlich die Bewohner Ostdeutschlands DM-Zahlungsmittel nachfragen, verschiebt sich die Geldnachfragefunktion. Dies wird durch eine Dummy-Variable, $D90:3$, berücksichtigt, die mit dem dritten Quartal 1990 beginnend den Wert eins annimmt. Die um die Dummy-Variable erweiterte Schätzgleichung (27) lautet nun:

$$(33) \quad LXMLR_t = \beta_1 + \beta_2 LQ_t^* + \beta_3 D90:3 + u_t.$$

²⁸ Vgl. Breusch [1978] und Godfrey [1978].

Tabelle 1 — Einheitswurzeltests für in Langfristbeziehungen eingehende Variablen¹

Variable	Testspezifikation ²	Breusch-Godfrey- LM(1)-Teststatistik ³	Breusch-Godfrey- LM(4)-Teststatistik ³	DF- bzw. ADF- Teststatistik
LSM1R	C,T,1	1,29	3,83	-1,29
LSM2R	C,T,2	1,44	4,60	-1,33
LSM3R	C,T,0	2,34	3,70	-1,70
LTM2R	C,T,1	2,48	5,00	-0,98
LTM3R	C,T,1	0,09	1,38	-2,11
LFM2R	C,T,1	2,48	5,00	-0,97
LFM3R	C,T,1	0,09	1,38	-2,10
LCM2R	C,T,3	0,28	0,35	-0,84
LCM3R	C,T,1	0,06	1,41	-2,15
LCESM2R	C,T,0	2,43	4,19	-1,17
LCESM3R	C,T,1	0,24	0,87	-2,49
LQ*	C,T,0	0,04	0,57	-0,98
DLSM1R	C,0	0,82	3,98	-6,74***
DLSM2R	C,1	1,85	4,07	-3,82**
DLSM3R	C,0	0,91	3,28	-7,35***
DLTM2R	C,0	2,18	5,03	-6,80***
DLTM3R	C,0	0,64	2,69	-7,01***
DLFM2R	C,0	2,18	5,03	-6,80***
DLFM3R	C,0	0,64	2,69	-7,01***
DLCM2R	C,2	0,22	0,27	-4,70***
DLCM3R	C,0	0,56	2,91	-6,98***
DLCESM2R	C,0	0,49	2,33	-7,07***
DLCESM3R	C,0	1,35	2,90	-7,10***
DLQ*	C,0	0,01	0,55	-8,52***

¹ Datenbasis: 75:2-93:3. — ² In der Testgleichung ist eine Konstante (C) bzw. ein linearer Trend (T) enthalten. Die Ziffer gibt die Anzahl der endogenen Lag-Variablen an. — ³ Chi-Quadrat-Version, in Klammern die Ordnung des autoregressiven Prozesses. — * (**, ***) = signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 % (5 %, 1 %).

Die für unterschiedliche reale Zahlungsmittelaggregate geschätzten KQ-Reggressionskoeffizienten sind in Tabelle 2 aufgeführt. Im Vergleich zu den Summenaggregaten *SM2R* und *SM3R* weisen die zinsgewichteten Aggregate eine niedrigere Elastizität ($\hat{\beta}_2$) der realen Geldnachfrage in bezug auf das Produktionspotential auf. Dies dürfte daran liegen, daß in zinsgewichteten Geldmengenaggregaten im Gegensatz zu Summenaggregaten keine Bestandteile enthalten sind, die etwa wegen hoher Termingeldzinsen vorübergehend aus dem Geldkapital in Terminanlagen umgeschichtet wurden.

Tabelle 2 — Schätzgleichungen langfristiger Geldnachfragefunktionen¹

Reale Zahlungsmittelaggregate	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$
LSM1R	-8,01	1,47	0,06
LSM2R	-9,92	1,86	0,03
LSM3R	-7,94	1,63	-0,05
LTM2R	-7,00	1,39	0,07
LTM3R	-6,10	1,33	-0,03
LFM2R	-7,00	1,39	0,07
LFM3R	-6,10	1,33	-0,03
LCM2R	-8,59	1,65	0,04
LCM3R	-7,27	1,53	-0,05
LCESM2R	-9,32	1,77	0,01
LCESM3R	-7,75	1,60	-0,07

¹ Schätzgleichung (33), Schätzzeitraum: 75:2-93:3.

4.2.2. Kointegrationstests nach Engle und Granger

Im folgenden wird geprüft, ob die Residuen der einzelnen Geldnachfragefunktionen stationär bzw. tatsächliches und gleichgewichtiges Preisniveau kointegriert sind. Dazu werden zunächst Dickey-Füller- bzw. Augmented Dickey-Füller-

Tests durchgeführt. Wie oben erläutert, wurden die Testgleichungen solange um endogene Lag-Variablen erweitert, bis das Residuum einem Prozeß weißen Rauschens folgt. Wie Tabelle 3 zeigt, konnte die Nullhypothese fehlender Kointegration im allgemeinen nicht zurückgewiesen werden. Nur bei der auf Basis von *SM3* berechneten Preislücke konnte die Nullhypothese bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH abgelehnt werden.

Tabelle 3— Tests auf Kointegration des tatsächlichen und gleichgewichtigen Preisniveaus nach Engle und Granger¹

Preislücke	Testspezifikation ²	Breusch-Godfrey-LM(1)-Teststatistik ³	Breusch-Godfrey-LM(4)-Teststatistik ³	DF- bzw. ADF-Teststatistik
GSM1L	3	1,31	6,74	-2,14
GSM2L	2	0,43	3,20	-1,86
GSM3L	1	0,37	4,99	-3,42*
GTM2L	0	0,06	6,69	-2,27
GTM3L	1	0,36	4,28	-2,52
GFM2L	0	0,06	6,69	-2,27
GFM3L	1	0,36	4,29	-2,52
GCM2L	2	1,10	4,28	-1,71
GCM3L	1	0,45	4,08	-2,63
GCESM2L	0	0,62	5,80	-2,56
GCESM3L	1	0,60	1,85	-2,87

¹ Datenbasis: 75:2-93:3. — ² Anzahl der im Testansatz einbezogenen endogenen Lag-Variablen. — ³ Chi-Quadrat-Version, in Klammern die Ordnung des autoregressiven Prozesses. — * (**, ***) = signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 % (5 %, 1 %).

Was die Summenaggregate anbelangt, stehen die Ergebnisse in Einklang mit denen anderer Autoren. Reimers, Tödter [1993, S. 7] weisen für die auf Basis von *SM3* berechnete Preislücke zwei einander widersprechende ADF-Teststatistiken aus. Kole, Leahy [1991, S. 28] konnten die Nullhypothese fehlender Kointegration ebenfalls nicht eindeutig zurückweisen.

Residuengestützte Kointegrationstests sind nicht unumstritten. Kremers, Ericsson und Dolado [1992] haben gezeigt, daß die oben durchgeführten Tests eine unnötige Restriktion, die sogenannte Common-factor-Restriktion, implizie-

ren, die die Güte des Kointegrationstests verschlechtern. Die Autoren plädieren deshalb dafür, die Null-Hypothese fehlender Kointegration zurückzuweisen, falls im geschätzten Fehlerkorrekturmodell der Koeffizient des Fehlerkorrekturterms (FKT) gegen Null gesichert ist.²⁹ Die t-Statistik des FKT-Koeffizienten läßt sich durch eine Standardnormalverteilung approximieren.³⁰

4.2.3 Kointegrationstests im Fehlerkorrekturmodell

Zu erklärende Variable des Fehlerkorrekturmodells ist die Veränderung des logarithmierten und saisonbereinigten BIP-Deflators:

$$(34) \quad \Delta_4 L\Pi_t = L\Pi_t - L\Pi_{t-4}.$$

Es wurden Vorjahresvergleiche gebildet, da die Zeitreihe der durch Vorquartalsvergleiche berechneten Inflationsrate wegen Mehrwertsteuererhöhungen, nicht vollständig eliminierten Saisoneffekten etc. äußerst irregulär ist.

Wegen der Bildung von Vorjahresvergleichen wird $\Delta_4 L\Pi_t$ durch die in den zurückliegenden vier Quartalen durchschnittlich gemessene Preislücke beeinflusst. Zusätzlich werden als erklärende Variable fünf endogene Lag-Variablen berücksichtigt. Diese Spezifikation stellt sicher, daß das Residuum einem Prozeß weißen Rauschens folgt:

$$(35) \quad \Delta_4 L\Pi_t = \alpha + \sum_{j=1}^5 \beta_j \Delta_4 L\Pi_{t-j} + \gamma \sum_{k=1}^4 0,25 GXML_{t-k} + u_t.$$

Tabelle 4 zeigt die Schätzergebnisse für die unterschiedlichen Zahlungsmittelaggregate. Gemessen am Bestimmtheitsmaß und am Standardfehler der Regression ist der Fit der einzelnen Gleichungen recht ähnlich. Bis auf die auf *SM2* basierende Schätzgleichung sind die Ansätze wohlspezifiziert: Die Residuen sind nicht autokorreliert³¹ (Breusch-Godfrey-Test), sie folgen nicht einem ARCH-Prozeß der Ordnung 1 und sind normalverteilt (Jarque-Bera-Test).

²⁹ Diese Strategie verfolgen auch Reimers, Tödter [1993], S. 10.

³⁰ Vgl. Hansen [1993], S. 148.

³¹ Im Fall von *SM2* lag auch dann Autokorrelation vor, wenn mehr als fünf endogene Lag-Variablen einbezogen wurden.

Tabelle 4 — Inflationsrate und Preislücke bei alternativen Geldmengenaggregaten¹

Geldmengenaggregat	Bestimmtheitsmaß in vH	Standardfehler der Regression	Breusch-Godfrey-LM(1)-Teststatistik ²	Breusch-Godfrey-LM(4)-Teststatistik ²	ARCH(1)-Teststatistik ³	White-Teststatistik ³	Chow-Teststatistik	Jarque-Bera-Teststatistik	Koeffizient der Preislücke	t-Statistik der Preislücke
SM1	82,46	0,0054	0,09	6,81	0,88	25,74	0,36	3,66	0,0269	1,75*
SM2	81,67	0,0055	1,00	9,26*	0,86	22,01	0,48	4,17	0,0303	0,67
SM3	83,33	0,0053	0,20	6,23	1,85	24,90	0,47	1,58	0,1024	2,49**
TM2	82,73	0,0054	0,19	6,87	0,83	25,46	0,42	3,65	0,0450	2,00*
TM3	82,97	0,0053	0,06	6,11	1,42	26,13	0,38	2,51	0,0454	2,20**
FM2	82,73	0,0054	0,19	6,86	0,83	25,46	0,42	3,65	0,0450	2,00*
FM3	82,97	0,0053	0,06	6,11	1,42	26,13	0,38	2,51	0,0454	2,20**
CM2	82,68	0,0054	0,23	6,93	0,87	24,90	0,40	3,22	0,0530	1,95*
CM3	82,97	0,0053	0,06	6,18	1,50	26,22	0,37	2,12	0,0503	2,20**
CESM2	82,95	0,0053	0,26	7,26	1,39	25,37	0,32	2,30	0,0611	2,19**
CESM3	83,22	0,0053	0,06	6,48	1,91	26,47	0,36	1,55	0,0560	2,40**

¹ Schätzgleichung (35), Schätzzeitraum 77:4-93:3. — ² Chi-Quadrat-Version, in Klammern die Ordnung des autoregressiven Prozesses. — ³ Chi-Quadrat-Version. — * (**, ***) = signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 % (5 %, 1 %).

Außerdem werden die quadrierten Residuen nicht von den erklärenden Variablen der Ausgangsgleichung (35), ihren Quadraten sowie ihren Kreuzprodukten signifikant beeinflusst (Homoskedastizitätstest nach White [1980]). Schließlich liegt in der Mitte des Schätzzeitraums kein Strukturbruch vor (Chow-Test). Mit Ausnahme der mit Hilfe von *SM2* berechneten Preislücke sind die Koeffizienten der übrigen Preislücken gegen Null gesichert, meist bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH. Die Hypothese, tatsächliches und gleichgewichtiges Preisniveau seien nicht kointegriert, kann folglich abgelehnt werden.

Neben der Inflationsrate haben Hallman, Porter und Small auch die Veränderung der Inflationsrate durch die Preislücke erklärt. Dafür war u.a. die Beobachtung ausschlaggebend, daß sich die amerikanische Inflationsrate nach 1955 als nicht stationär erwies.³² Für Deutschland nahm in der ADF(4)-Testspezifikation³³ die t-Statistik der verzögerten Niveauvariable im Schätzzeitraum 77:4 - 93:3 den Wert -1,28 an, so daß die Hypothese, die Inflationsrate $\Delta_4 L\Pi_t$ sei mindestens integriert vom Grade 1, nicht zurückgewiesen werden kann. Bei der Interpretation dieser Tests ist jedoch zu beachten, daß sie eine verhältnismäßig geringe Trennschärfe aufweisen. Um zu untersuchen, ob das P-Stern-Modell auch im Fall nichtstationärer Inflationsraten anwendbar ist, wird nun anstelle der Inflationsrate die Veränderung der Inflationsrate, $\Delta_1 \Delta_4 L\Pi_t = \Delta_4 L\Pi_t - \Delta_4 L\Pi_{t-1}$, durch die unterschiedlichen Preislücken erklärt. Wie Tabelle 5 zeigt, sind die Voraussetzungen, um die t-Statistik der Preislücke interpretieren zu können, nämlich fehlende Autokorrelation, Homoskedastizität, Parameterkonstanz und Normalverteilung der Residuen ebenso erfüllt wie im Fall der als stationär angenommenen Inflationsrate (Tabelle 4). Mit Ausnahme von *SM2* sind die Koeffizienten der auf Basis der übrigen Zahlungsmittelaggregate berechneten Preislücken ebenfalls gegen Null gesichert.³⁴ Die t-Statistiken der *TM3*-, *FM3*- und *CM3*-Preislücke liegen im Unterschied zu Tabelle 4 kaum unterhalb des t-Werts der *SM3*-Preislücke; die t-Statistik der *CESM3*-Preislücke ist sogar höher.

³² Vgl. Hallman, Porter, Small [1991], S. 845/6.

³³ Die Anzahl der endogen verzögerten Variablen im Testansatz wurde solange erhöht, bis das Residuum weißes Rauschen war.

³⁴ Daß im Fall von *SM2* keine langfristige Gleichgewichtsbeziehung besteht, läßt sich auch daran erkennen, daß der geschätzte Koeffizient der *SM2*-Preislücke einen negativen Wert annimmt.

Tabelle 5 — Veränderung der Inflationsrate und Preislücke bei alternativen Geldmengenaggregaten¹

Geldmengenaggregat	Bestimmtheitsmaß in vH	Standardfehler der Regression	Breusch-Godfrey-LM(1)-Teststatistik ²	Breusch-Godfrey-LM(4)-Teststatistik ²	ARCH(1)-Teststatistik ³	White-Teststatistik ³	Chow-Teststatistik	Jarque-Bera-Teststatistik	Koeffizient der Preislücke	t-Statistik der Preislücke
SM1	30,78	0,0056	1,05	6,16	0,95	53,38	0,42	2,62	0,0306	1,90*
SM2	26,02	0,0057	1,26	6,25	0,13	54,84	0,76	2,30	-0,0113	-0,31
SM3	33,86	0,0054	1,28	6,58	0,59	56,69	0,55	1,26	0,1055	2,48**
TM2	30,62	0,0056	1,47	5,41	0,03	55,42	0,55	2,67	0,0450	1,87*
TM3	33,39	0,0054	0,91	5,27	0,55	57,49	0,43	1,90	0,0504	2,40**
FM2	30,62	0,0056	1,47	5,41	0,03	55,41	0,55	2,68	0,0451	1,87*
FM3	33,39	0,0054	0,91	5,27	0,55	57,48	0,43	1,90	0,0504	2,40**
CM2	30,33	0,0056	1,50	5,49	0,02	55,81	0,51	2,41	0,0522	1,81*
CM3	33,51	0,0054	0,84	5,29	0,61	57,67	0,41	1,65	0,0557	2,42**
CESM2	31,62	0,0055	1,78	5,18	0,17	53,84	0,49	1,99	0,0614	2,07**
CESM3	34,67	0,0054	0,79	4,86	1,06	56,09	0,40	1,35	0,0608	2,62**

¹ Schätzgleichung: $\Delta_1 \Delta_4 L \Pi_t = \alpha + \sum_{j=1}^8 \beta_j \Delta_1 \Delta_4 L \Pi_{t-j} + \gamma \sum_{k=1}^4 0,25 GXML_{t-k} + u_t$, Schätzzeitraum 78:3-93:3. — ² Chi-Quadrat-Version, in Klammern die Ordnung des autoregressiven Prozesses. — ³ Chi-Quadrat-Version. — * (**, ***) = signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 % (5 %, 1 %).

Die in den Tabellen 4 und 5 dokumentierten Ergebnisse zeigen, daß unabhängig davon, ob die Inflationsrate tatsächlich stationär ist oder nicht, das tatsächliche und gleichgewichtige Preisniveau mit Ausnahme des auf Basis von *SM2* berechneten gleichgewichtigen Preisniveaus kointegriert sind.

5. Abschlußbemerkungen

Kointegrationstests mit Hilfe von Augmented Dickey-Fuller-Tests deuten darauf hin, daß nur das Summenaggregat *SM3* eine langfristig stabile Beziehung zum Preisniveau aufweist. Bei der Interpretation dieses Ergebnisses ist jedoch darauf zu achten, daß die Güte des angewandten Tests von der Gültigkeit der bei seiner Ableitung implizit getroffenen Annahmen abhängt. Zuverlässigere Resultate liefern dagegen Kointegrationstests, die auf der t-Statistik des Koeffizienten des Fehlerkorrekturterms basieren. Diese Tests zeigen, daß auch zinsgewichtete Geldmengenaggregate in einer langfristig stabilen Beziehung zum Preisniveau stehen. Allerdings ist der Zusammenhang meist nicht so eng wie im Fall von *SM3*. Bei aller gebotenen Vorsicht gegenüber ökonometrischen Testverfahren läßt sich die Untersuchung dahingehend zusammenfassen, daß zinsgewichtete Geldmengenaggregate im Rahmen des P-Stern-Modells nicht besser zur Erklärung des Preisniveaus geeignet sind als das bisher von der Bundesbank gesteuerte Aggregat *SM3*. Da in die Berechnung der verschiedenen Preislücken immer dieselben Output-Lücken eingegangen sind, müssen Unterschiede in der Erklärung des Preisniveaus auf unterschiedliche Umlaufgeschwindigkeitslücken zurückgehen. Offensichtlich weist die auf Basis zinsgewichteter Geldmengenaggregate berechnete Umlaufgeschwindigkeit langfristig kein stabileres Verhalten auf als die *SM3*-Umlaufgeschwindigkeit. Um die Ursache hierfür herauszufinden, sind die auf Basis unterschiedlicher Geldmengenaggregate geschätzten Geldnachfragefunktionen insbesondere unter Stabilitätsgesichtspunkten näher zu untersuchen. Obwohl zinsgewichtete Geldmengenaggregate offenbar keinen engeren Zusammenhang mit dem Preisniveau aufweisen, ist es jedoch denkbar, daß diese Aggregate wegen der Zinsgewichtung leichter steuerbar und somit Summenaggregaten unter einem anderen Aspekt überlegen sind.

Literaturverzeichnis

- BARNETT, W.A., "The User Cost of Money." *Economics Letters*, Vol. 1, 1978, S. 145-149.
- , P.A. SPINDT, E.K. OFFENBACHER, *Empirical Comparisons of Divisia and Simple Sum Monetary Aggregates*. Special Studies Paper, Division of Research and Statistics, Federal Reserve Board, Nr. 158. Washington, D.C. 1981.
- , D. FISHER, A. SERLETIS, "Consumer Theory and the Demand for Money." *Journal of Economic Literature*, Vol. 30, 1992, S. 2086-2119.
- BREUSCH, T.S., "Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models." *Australian Economic Papers*, Vol. 17, 1978, S. 334-355.
- CHETTY, V.K., "On Measuring the Nearness of Near-monies." *The American Economic Review*, Vol. 59, 1969, S. 270 - 281.
- DEUTSCHE BUNDESBANK, "Zum Zusammenhang zwischen Geldmengen- und Preisentwicklung in der Bundesrepublik Deutschland." *Monatsbericht der Deutschen Bundesbank*, Januar 1992, S. 20-29.
- DEUTSCHES INSTITUT FÜR WIRTSCHAFTSFORSCHUNG, *Sozialprodukt und Einkommenskreislauf, vierteljährliche volkswirtschaftliche Gesamtrechnung für Ostdeutschland*. Berlin, März 1994.
- DICKEY, D.A., W.A. FULLER, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root." *Econometrica*, Vol. 49, 1981, S. 1057-1072.
- DIEWERT, W.E., "Exact and Superlative Index Numbers." *Journal of Econometrics*, Vol. 4, 1976, S. 115-145.
- DÖPKE, J., *Alternative Ansätze zur Schätzung des gesamtwirtschaftlichen Produktionspotentials*. Institut für Weltwirtschaft, Kieler Arbeitspapier, 591, Kiel 1993.
- DORNBUSCH, R., S. FISCHER, *Macroeconomics*, 5th ed., New York etc. 1990.

- ENGLE, R.F., C.W.J. GRANGER, "Co-Integration and Error Correction: Representation, estimation, and testing." *Econometrica*, Vol. 55, 1987, S. 251-276.
- GERN, K.J. et al., "Industrieländer: Erholung gewinnt an Breite." *Die Weltwirtschaft*, 1994, S. 1 - 27.
- GODFREY, L.G., "Testing for Higher Order Serial Correlation in Regression Equations when the Regressors Include Lagged Dependent Variables." *Econometrica*, Vol. 46, 1978, S. 1303-1310.
- HALLMAN, J.J., R.D. PORTER, D.H. SMALL, M2 Per Unit of Potential GNP as an Anchor for the Price Level. Board of Governors of the Federal Reserve System. Washington D.C., 1989, Staff Study No. 157.
- , —, —, "Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run?" *The American Economic Review*, Vol. 81, 1991, S. 841-858.
- HANSEN, G., *Quantitative Wirtschaftsforschung*. München 1993.
- HEISE, M., "Das volkswirtschaftliche Produktionspotential." *Wirtschaftswissenschaftliches Studium*, 1991, S. 553-558.
- ISSING, O., K.H. TÖDTER, H.E. REIMERS, "Zinsgewichtete Geldmengenaggregate und M3 — ein Vergleich." *Kredit und Kapital*, Vol. 26, 1993, S. 1-21.
- KOLE, L.S., M.P. LEAHY, The Usefulness of p^* Measures for Japan and Germany. Board of Governors of the Federal Reserve System. *International Finance Discussion Papers*, 1991, No. 414.
- KRÄMER, J.W., *Theorie und empirische Bestimmung zinsgewichteter Geldmengenaggregate*. Institut für Weltwirtschaft, Kieler Arbeitspapier, 620, Kiel 1994.
- KREMERS, J.J.M., N.R. ERICSSON, J.J. DOLADO, "The Power of Cointegration Tests." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, 1992, S. 325-348.
- REIMERS, H.E., K.H. Tödter, P-Star as a Link Between Money and Prices in Germany. *Deutsche Bundesbank, Volkswirtschaft und Statistik*, März

1993. Zur Veröffentlichung vorgesehen: Weltwirtschaftliches Archiv, Vol. 130, H. 2, Tübingen 1994.

SACHVERSTÄNDIGENRAT ZUR BEGUTACHTUNG DER GESAMTWIRTSCHAFTLICHEN ENTWICKLUNG, Zeit zum Handeln — Antriebskräfte stärken. Jahresgutachten 1993/94, Stuttgart 1993.

SCHEIDE, J., Geldmenge, Einkommen und Preisniveau: Wie stabil ist der Zusammenhang nach der deutschen Wiedervereinigung? Institut für Weltwirtschaft, Kieler Arbeitspapier, 582, Kiel 1993.

SERLETIS, A., "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.

TÖDTER, K.H., Eine transaktionsorientierte Geldmenge. Diskussionspapier anlässlich des Symposiums zur "Geldnachfrage nach der deutschen Vereinigung", Frankfurt 1993.

TÖRNQVIST, L., "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.

WHITE, H., "A Heteroskedasticity Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test of Heteroskedasticity." Econometrica, Vol. 48, 1980, S. 817-838.