

# Geldmengenaggregate: Was bringt die Ausklammerung der Termingelder?

Andreas M. Fischer und Michel Peytrignet\*

Die Entwicklung der Finanzmärkte hat in den letzten zwanzig Jahren den Charakter der breiten Geldmengenaggregate verändert. So sind die einzelnen Geldmengenkomponenten zinsempfindlicher geworden, was zu grösseren Umlagerungen vor allem zwischen den Termineinlagen und den übrigen Einlageformen führte. Gleichzeitig nahm der Anteil der Termineinlagen langfristig stark zu, so dass sich die Liquiditätseigenschaften der breiten Aggregate wandelten. Beides sind mögliche Gründe für die von Fischer und Peytrignet (1990) festgestellten Stabilitätsprobleme der Nachfrage nach  $M_3$ .

Dieser Beitrag beschäftigt sich mit einem alternativen Geldmengenaggregat, das entweder als  $M_1$  plus Spareinlagen oder als  $M_3$  minus Termineinlagen definiert werden kann.<sup>1</sup> Dieses Aggregat, das Fischer und Peytrignet (1991) als  $M_{1B}$  bezeichneten, ist in den letzten Jahren von Fischer und Peytrignet (1991), Boswijk und Urbain (1994) und Peytrignet (1994) untersucht worden. Ein Hauptergebnis dieser Studien lautet, dass  $M_{1B}$  eine stabile langfristige Beziehung zum Preisniveau, dem Realeinkommen und den Zinssätzen aufweist. Daraus schliessen wir, dass die Probleme der breiten Geldmengenaggregate wenigstens teilweise mit deren Aufbau und den Eigenschaften der Termineinlagen verknüpft sind.

Unsere Diskussion ist in vier Teile gegliedert. Im ersten Teil werden die Umschichtungen zwischen den Geldmengenkomponenten beschrieben. Mit  $M_{1B}$  wird sodann ein Geldmengenaggregat präsentiert, das die mit den Termineinlagen verbundenen Probleme zu vermeiden sucht. Der zweite Teil fasst die Ergebnisse der drei erwähnten  $M_{1B}$ -Untersuchungen zusammen. Im dritten Teil werden die Ei-

genschaften der Geldmenge  $M_{1B}$  als Indikator für Inflation und Wirtschaftswachstum im Vergleich mit anderen breiten Geldmengenaggregaten behandelt. Der vierte Teil enthält die Schlussfolgerungen.

## 1. Portfolioumschichtungen und ihr Einfluss auf die Geldmengenaggregate

Die Zusammensetzung der breiten Geldmengenaggregate  $M_1$ ,  $M_2$  und  $M_3$  wird kurzfristig vor allem durch die Zinssätze bestimmt. Die einzelnen Komponenten sind (unvollkommene) Substitute. Ihre Nachfrage reagiert deshalb positiv auf den eigenen Zinssatz und negativ auf die Zinssätze alternativer Anlagen.

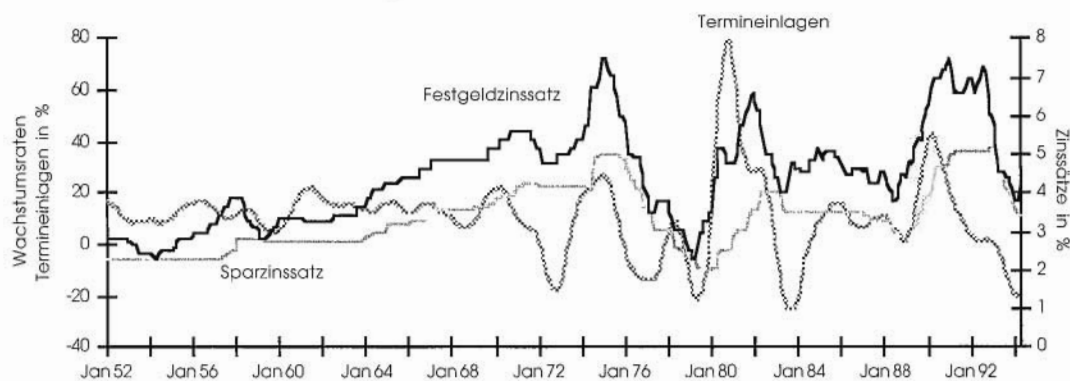
Grafik 1 zeigt den Verlauf der Zinssätze für Festgelder bei Grossbanken (3 Monate) und für Spareinlagen von 1952 bis 1993. Der Sparzinssatz schwankt in diesem Zeitraum deutlich weniger stark als der Festgeldsatz, so dass die Bewegungen der Zinsdifferenz durch die Bewegungen des Festgeldsatzes dominiert werden. Gleiches gilt für die Zinsdifferenz zwischen dem Festgeldsatz und den in Grafik 1 nicht abgebildeten Zinssätzen der  $M_1$ -Komponenten. Bargeld bietet überhaupt keine Verzinsung, und die Sichteinlagen werden zu einem tiefen, nahezu konstanten Satz verzinst. Die Grafik macht deutlich, dass das Wachstum der Termineinlagen mit dem Festgeldsatz (bzw. der Zinsdifferenz zu alternativen Anlagen) positiv korreliert ist. Dieser positive Zusammenhang zwischen Festgeldsatz und Termineinlagen ist nach 1970, d.h. seit der Festgeldsatz stärker schwankt, besonders deutlich.

Der Einfluss des Festgeldsatzes auf die anderen Komponenten der breiten Geldmengenaggregate lässt sich aus Grafik 2 (in Verbindung mit Grafik 1) ablesen. Die Wachstumsrate der Sichteinlagen verläuft qualitativ gleich wie jene der Spareinlagen. Vor allem nach 1970 sind beide mit der Wachstumsrate der Termineinlagen und dem Festgeldsatz sichtbar negativ korreliert.

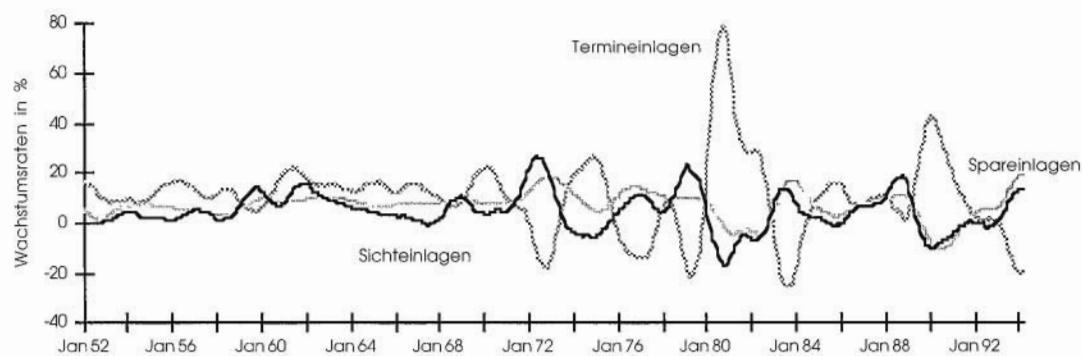
\* Ressort Volkswirtschaftliche Studien der Schweizerischen Nationalbank.

<sup>1</sup> Die Geldmenge  $M_1$  ist in der Schweiz als das Total aus dem Bargeldumlauf und den Sichteinlagen definiert.  $M_2$  ist gleich  $M_1$  plus die Termineinlagen, und  $M_3$  ist gleich  $M_2$  plus die Spareinlagen.

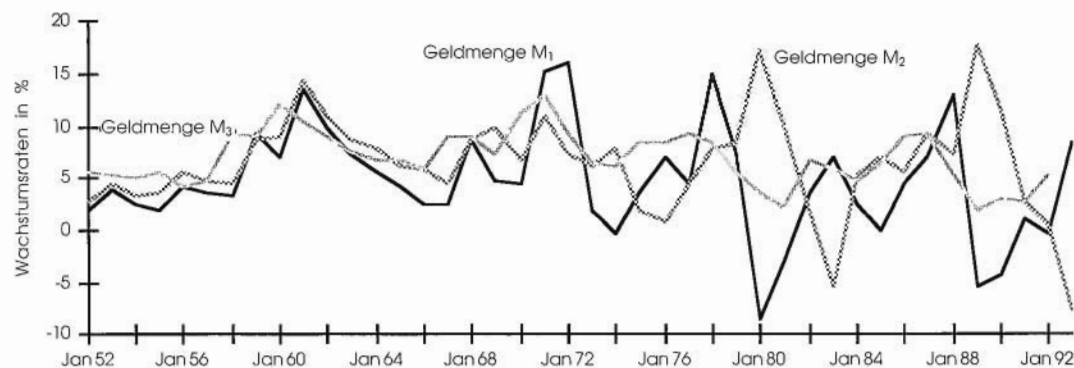
**Grafik 1: Zinssätze und Termineinlagen**



**Grafik 2: Termin-, Sicht- und Spareinlagen**



**Grafik 3: Geldmengen  $M_1$ ,  $M_2$ ,  $M_3$**



Das Wachstumsprofil der Geldmengenaggregate  $M_1$ ,  $M_2$  und  $M_3$ , das in Grafik 3 abgebildet ist, gleicht jenem der Sicht-, Termin- bzw. Spareinlagen. Diese Ähnlichkeit überrascht kaum, da Sicht-, Termin- bzw. Spareinlagen teilweise seit langem die jeweils grösste Komponente der drei genannten Geldmengenaggregate bilden. Grafik 3 zeigt, dass das Wachstum von  $M_2$  sich oft entgegengesetzt zu jenem von  $M_1$  und  $M_3$  entwickelt. Eine Beschleunigung des Wachstums von  $M_2$  geht in der Regel mit einer Abschwächung des Wachstums von  $M_1$  und selbst von  $M_3$  einher.

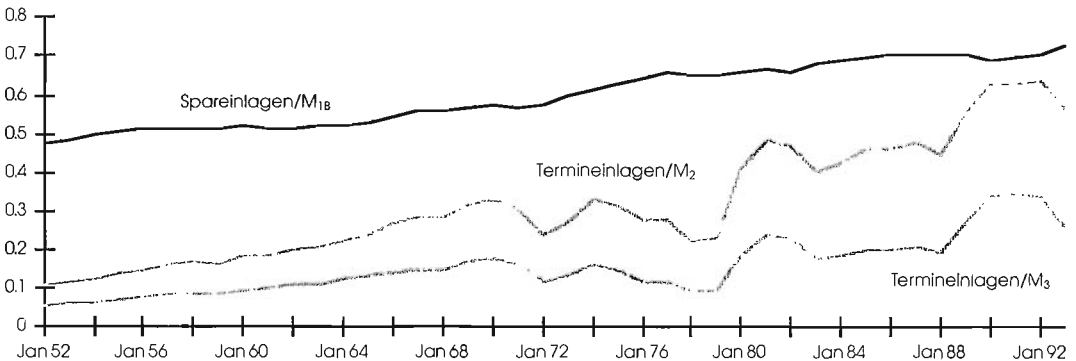
Die Zusammensetzung der breiten Geldmengenaggregate verändert sich indessen nicht nur kurzfristig, sondern auch langfristig. Grafik 4 zeigt, dass der Anteil der Termineinlagen an den Geldmengen  $M_2$  und  $M_3$  in den letzten 15 Jahren stark zugenommen hat. Beträgt der Anteil der Termineinlagen an  $M_2$  im Jahre 1979 noch knapp ein Viertel, liegt er nach 1989 über 50 Prozent. Gleichzeitig steigt der Anteil der Termineinlagen an  $M_3$  von etwa zehn Prozent in den siebziger Jahren auf rund ein Drittel in den achtziger Jahren. Dies bedeutet, dass die Geldmengen  $M_2$  und  $M_3$  immer mehr durch die Termineinlagen und immer weniger durch die Geldmenge  $M_1$  geprägt werden.

Eine solche Änderung der relativen Anteile der einzelnen Komponenten kann die Eigenschaften eines

Geldmengenaggregates beeinflussen und damit zu Stabilitätsproblemen für die geschätzte Geldnachfragefunktion führen. Tatsächlich kommen Fischer und Peytrignet (1990) in ihrer Untersuchung der Geldmenge  $M_3$  zum Ergebnis, dass die langfristige Nachfrage nach  $M_3$  über die Periode von 1968 bis 1988 instabil ist. Erst nach einer Unterteilung der Gesamtperiode gelingt es ihnen, befriedigende Ergebnisse für die Periode von 1980 bis 1988 zu finden.

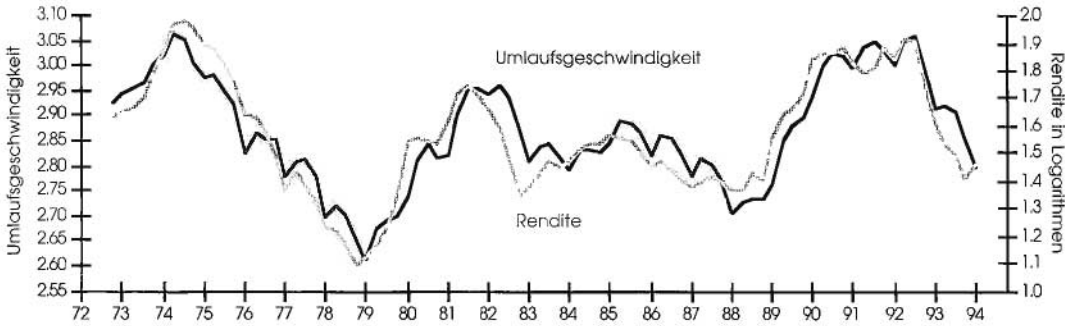
Es gibt verschiedene Möglichkeiten, auf diese Stabilitätsprobleme zu reagieren. Eine besteht darin, zusätzliche Variablen in die Geldnachfragefunktion aufzunehmen. Fischer und Peytrignet (1990) haben dies ohne viel Erfolg probiert. Man kann auch versuchen, ein neues Geldmengenaggregat, das günstigere Stabilitätseigenschaften aufweist, zu konstruieren. Wir folgen hier diesem zweiten Weg, indem wir die Termineinlagen aus  $M_3$  ausklammern.<sup>2</sup> Das daraus resultierende Aggregat, das Fischer und Peytrignet (1991) als  $M_{1B}$  bezeichneten, ist liquider als  $M_2$  oder  $M_3$  und weist eine bemerkenswert stabile Zusammensetzung auf. Grafik 4 zeigt, dass der Anteil der Spareinlagen an  $M_{1B}$  über die letzten vierzig Jahre nur mit einem leichten Trend wächst und durch die teilweise massiven Zinsschwankungen in den siebziger und achtziger Jahren kaum beeinflusst wird. Die Zusammensetzung des Aggregats dürfte also für die Stabilität der  $M_{1B}$ -

**Grafik 4: Geldmengenanteile**



<sup>2</sup> Fluri (1990) präsentiert mit der Konstruktion eines Divisia-Aggregates eine andere Möglichkeit. Bei monetären Divisia-Aggregaten werden im Gegensatz zu den traditionellen Geldmengen  $M_1$ ,  $M_2$  und  $M_3$  die einzelnen Geldmengenkomponenten gewichtet; damit wird dem unterschiedlichen Liquiditätsgrad der verschiedenen monetären Aktiva Rechnung getragen.

**Grafik 5: Umlaufgeschwindigkeit von  $M_{1B}$  und Rendite der Bundesobligationen**



Nachfrage kaum Probleme stellen. Grafik 5, welche die Umlaufgeschwindigkeit von  $M_{1B}$  zusammen mit den langfristigen Zinssätzen abbildet, bestätigt dies. Der Verlauf der beiden Variablen deutet darauf hin, dass die Geldmenge  $M_{1B}$ , die Preise, das Realeinkommen und die langfristigen Zinssätze stabil miteinander verbunden sind. Die empirischen Untersuchungen dieser Hypothese werden im nächsten Abschnitt besprochen.

**2. Eigenschaften der Nachfrage nach  $M_{1B}$**

Die statistischen Eigenschaften der Nachfrage nach  $M_{1B}$  sind von Fischer und Peytrignet (1991), Boswijk und Urbain (1994) und Peytrignet (1994) untersucht worden. Den ersten beiden Studien liegt die gleiche Schätzperiode, die sich vom ersten Quartal 1973 bis zum vierten Quartal 1989 erstreckt, zugrunde. Der von Peytrignet (1994) untersuchte Zeitraum geht bis zum ersten Quartal 1994 und ist damit um rund vier Jahre länger.<sup>3</sup> Allen drei Studien gemeinsam ist die Frage nach der statistischen Exogenität der Variablen in der Nachfragefunktion für  $M_{1B}$ . Engle, Hendry und Richard (1983) folgend, werden drei verschiedene Klassen statistischer Exogenität unterschieden, nämlich «schwach», «stark» und «super». Je nachdem, welche Form von Exogenität erfüllt ist, ergeben sich Möglichkeiten für Hypothesentests (bei schwacher Exogenität), Prognosen (bei starker Exogenität) und Simulationen (bei Super-Exogenität).

**Schwache Exogenität und Hypothesentests**

Die von Fischer und Peytrignet (1991) auf schwache Exogenität untersuchte Nachfragefunktion für  $M_{1B}$  lautet:

$$\Delta(m_{1B} - p)_t = \frac{0.01}{(0.002)} + \frac{0.56}{(0.06)} \Delta(m_{1B} - p)_{t-1} - \frac{0.08}{(0.02)} \Delta i^L_t - \frac{0.01}{(0.003)} \Delta i^S_t - \frac{0.59}{(0.17)} \Delta p_t - \frac{0.13}{(0.03)} (m_{1B} - p - y + 0.5i^L)_{t-1} \quad (1)$$

$R^2 = 0.86 \quad \sigma = 0.899\% \quad DW = 1.99$

Zeitperiode 1973:1–1989:4

Dabei bezeichnet  $p_t$  das am Konsumentenpreisindex gemessene Preisniveau,  $y_t$  das reale Bruttoinlandprodukt,  $i^S_t$  den dreimonatigen Eurofranken-Zinssatz und  $i^L_t$  die Rendite der Bundesobligationen im Zeitpunkt  $t$ . Alle Variablen sind logarithmiert, und  $\Delta$  bezeichnet die ersten Differenzen. Die Standardfehler der geschätzten Koeffizienten sind in Klammern angegeben,  $R^2$  ist das Bestimmtheitsmass,  $\sigma$  der Standardfehler der Schätzung und DW die Durbin-Watson-Statistik für Autokorrelation.

Der Modellierungsprozess folgt dem von Engle und Granger (1987) empfohlenen zweistufigen Verfahren für Fehler-Korrektur-Modelle. Zuerst wird mit den Niveaugrößen eine statische Gleichung für  $M_{1B}$  geschätzt. Kointegrationstests zeigen, dass  $m_{1B}$ ,  $p$ ,  $y$  und  $i^L$  trotz Nichtstationarität der Niveaureihen eine stationäre langfristige Beziehung aufweisen und damit kointegriert sind. Aus den geschätzten Koeffizienten der statischen Gleichung lässt sich eine interpretierbare langfristige Beziehung zwischen der (invertierten) Umlaufgeschwin-

<sup>3</sup> In allen Studien wurde die Geldmengendefinition von 1975 (ohne Liechtenstein) verwendet.

digkeit von  $M_{1B}$  und der Bundesobligationenrendite ableiten. Diese kann als  $m_{1B} - p - y + 0.5i^L = \varepsilon$  geschrieben werden, wobei  $\varepsilon$  ein Residuum ist. Die langfristige Zinselastizität beträgt  $-0.5$ , während die langfristigen Elastizitäten bezüglich des Preisniveaus und des Realeinkommens gleich eins sind.

Auf der zweiten Stufe des Schätzverfahrens werden die auf der ersten Stufe resultierenden, um eine Periode verzögerten Residuen als zusätzlicher Regressor in eine dynamische Schätzgleichung aufgenommen, welche die Veränderungsrate von  $M_{1B}$  erklärt. Die Residuen der statischen, langfristigen Beziehung ( $m_{1B} - p - y + 0.5i^L$ ) werden in der Literatur Fehler-Korrektur-Ausdruck genannt. Ein grosser negativer Koeffizient des Fehler-Korrektur-Ausdrucks bedeutet, dass kurzfristige Abweichungen von der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung schnell korrigiert werden und  $M_{1B}$  rasch auf den langfristigen Pfad zurückkehrt. Dieser Feedback-Koeffizient weist in Gleichung (1) einen Wert von  $-0.13$  auf.

Im Unterschied zu vielen empirischen Geldnachfragefunktionen des Goldfeld-Typs (siehe etwa Kohli [1988]) ist das Realeinkommen in Gleichung (1) nur für die langfristige Beziehung von Bedeutung. Die Hypothese, dass das Realeinkommen in der kurzen Frist keinen Einfluss auf die Nachfrage nach  $M_{1B}$  hat, kann nicht verworfen werden. Auch der Sparzinssatz, verschiedene ausländische Zinssätze und die Frankenkurse des Dollar und der D-Mark sind statistisch nicht signifikant.<sup>4</sup>

Peytrignet (1994) untersucht die Stabilität von Gleichung (1) für die Periode vom ersten Quartal 1973 bis zum ersten Quartal 1994, d.h. einen um 17 Quartale längeren Zeitraum. Seine Ergebnisse bestätigen, dass der Verlauf von Gleichung (1) über die verlängerte Schätzperiode stabil ist und die Umlaufgeschwindigkeit immer noch parallel zur Rendite der Bundesobligationen verläuft. Es ergeben sich die folgenden Resultate:

$$\Delta(m_{1B} - p)_t = \frac{0.02}{(0.004)} + \frac{0.46}{(0.06)} \Delta(m_{1B} - p)_{t-1} - \frac{0.13}{(0.02)} \Delta i^L_t - \frac{0.01}{(0.002)} \Delta i^S_t - \frac{0.59}{(0.11)} \Delta p_t - \frac{0.11}{(0.03)} (m_{1B} - p - y + 0.5i^L)_{t-1} \quad (2)$$

$$R^2 = 0.90 \quad \sigma = 0.93\% \quad DW = 1.97$$

Zeitperiode 1973:1 – 1994:1

Mit Ausnahme der Elastizität bezüglich der Rendite der Bundesobligationen veränderten sich die Koeffizienten nur leicht.<sup>5</sup> Dieses Ergebnis stützt die Hypothese, dass die Nachfragefunktion für  $M_{1B}$  von der heiklen Inflationsphase (1988–1992) nicht betroffen wurde.

Gleichung (1) wird von Fischer und Peytrignet (1991) auf schwache Exogenität untersucht. Allgemein gilt, dass der Koeffizient  $\alpha$  der erklärenden Variablen  $x_t$  in einer Gleichung zur Erklärung der Variablen  $y_t$ , schwach exogen ist, wenn man  $\alpha$  effizient schätzen kann, ohne den Prozess für  $x_t$  modellieren zu müssen. Wenn  $\alpha$  in der Gleichung für  $y_t$  schwach exogen ist, dann enthält das Einzelgleichungsmodell für  $y_t$  die gleiche Information über  $\alpha$  wie ein System von Gleichungen für  $y_t$  und  $x_t$ . Schwache Exogenität vereinfacht die Modellierung und erlaubt, effiziente Hypothesentests durchzuführen.

Fischer und Peytrignet finden, dass die kurzfristigen Variablen, d.h. die Veränderungsraten des Preisniveaus ( $\Delta p_t$ ), der Rendite der Bundesobligationen ( $\Delta i^L_t$ ) und des Zinssatzes für dreimonatige Eurofranken ( $\Delta i^S_t$ ), in Gleichung (1) schwach exogen sind. Dieses Resultat wird durch Stabilitätstests der individuellen Koeffizienten und der Residuen gestützt. Boswijk und Urbain (1994) kommen mit anderen Exogenitätstests zum gleichen Ergebnis. Das Resultat schwacher Exogenität erlaubt, die kurzfristigen Variablen in der Geldnachfragefunktion mit einer einzelnen Gleichung zu identifizieren.

Fischer und Peytrignet (1991) testen nur die schwache Exogenität der Variablen bezüglich der kurzfristigen Parameter und schätzen Gleichung (1) unter der Annahme, dass die langfristige Beziehung ( $m_{1B} - p - y + 0.5i^L$ ) ebenfalls exogen ist. Die Exogenitätsannahme für den Fehler-Korrektur-Ausdruck wird erst von Peytrignet (1994) getestet, dessen Ergebnisse die Annahme stützen. Aus Peytri-

<sup>4</sup> Die Rolle des Sparzinsses in der statischen, langfristigen Beziehung wurde ebenfalls getestet. Fischer und Peytrignet (1991) finden keinen langfristigen Einfluss des Sparzinsses.

<sup>5</sup> Peytrignet (1994) vermutet, dass die unterschiedlichen Elastizitäten bezüglich der Bundesobligationenrendite darauf zurückzuführen sind, dass Gleichung (1) mit saisonbereinigten Daten und Gleichung (2) mit drei Saisonvariablen geschätzt wurden.

gnets Tests lassen sich allerdings Schlussfolgerungen bezüglich starker und nicht bloss schwacher Exogenität ziehen. Seine Untersuchung wird deshalb im nächsten Abschnitt behandelt.

### **Starke Exogenität und die langfristige Beziehung**

Für starke Exogenität müssen zwei Bedingungen erfüllt sein: (a) der Koeffizient  $\alpha$  der erklärenden Variablen  $x_t$  ist schwach exogen, und (b) die zu erklärende Variable  $y_t$  ist nicht kausal im Sinne von Granger (1969) für die Variable  $x_t$ . Der zweite Teil der Definition bedeutet, dass Änderungen von  $y_t$  keinen Einfluss auf die nicht identifizierte Gleichung für  $x_t$  haben.<sup>6</sup> Starke Exogenität ermöglicht es, die geschätzte Gleichung zu Prognosezwecken einzusetzen.

Peytrignet (1994) untersucht mit dem Verfahren von Johansen (1988) das Vorliegen starker Exogenität in einem VAR-System mit vier Variablen (Geldmenge  $M_{1B}$ , Konsumentenpreise, Realeinkommen und Bundesobligationenrendite). Es geht dabei insbesondere darum, Fischers und Peytrignets (1991) Exogenitätsannahme für  $(m_{1B} - p - y + 0.5i^L)$  zu testen. Peytrignet findet, dass die vier Variablen integriert sind und die Gleichungen für die Konsumentenpreise, das Realeinkommen und die Bundesobligationenrendite keinen Fehler-Korrektur-Ausdruck im VAR-System haben. Dies bedeutet, dass die Koeffizienten der Konsumentenpreise, des Realeinkommens und der Bundesobligationenrendite im Fehler-Korrektur-Ausdruck schwach exogen sind und  $M_{1B}$  langfristig für die anderen drei Variablen nicht Granger-kausal ist.<sup>7</sup> Damit ist die Exogenitätsannahme für den Fehler-Korrektur-Ausdruck in Gleichung (1) mit der Spezifikation  $(m_{1B} - p - y + 0.5i^L)$  nicht verworfen, und die Modellierung der  $M_{1B}$ -Nachfrage mit einer Einzelgleichung ist akzeptiert. Falls die Exogenitätsannahme für den Fehler-Korrektur-Ausdruck verworfen worden wäre, hätte dies die Resultate schwacher Exogenität und damit auch alle Hypothesentests von Gleichung (1) relativiert.

### **Super-Exogenität und geldpolitische Schocks**

Die Kategorie der Super-Exogenität stellt zwei Bedingungen auf, die sich beide auf den Koeffizienten

$\alpha$  der erklärenden Variablen  $x_t$  beziehen. Demnach setzt Super-Exogenität voraus, dass  $\alpha$  (a) schwach exogen und (b) strukturell invariant ist. Strukturelle Invarianz wiederum ist dann erfüllt, wenn Schocks, die die Variable  $x_t$  beeinflussen, den Koeffizienten  $\alpha$  unverändert lassen. Die Invarianz eines Koeffizienten bezüglich bestimmter Schocks erlaubt die Ausführung von Simulationen.<sup>8</sup>

Fischer und Peytrignet (1991) untersuchen, ob die kurzfristigen Variablen in Gleichung (1) bezüglich des geldpolitischen Zielwechsels von 1978/1979 super-exogen sind. Die Schweizerische Nationalbank hat seit 1975 in der Regel eine Geldmengepolitik unter Bekanntgabe von Geldmengenzielen verfolgt. Diese Strategie wurde nur 1978/1979 aufgrund einer ausserordentlich starken realen Aufwertung des Schweizer Frankens unterbrochen. Im Herbst 1978 ersetzte die Nationalbank ihr Geldmengenziel durch ein explizites Wechselkursziel gegenüber der D-Mark. Erst nachdem sich die Situation wieder normalisiert hatte, legte die Nationalbank für 1980 erneut ein Geldmengenziel fest. Die Resultate von Fischer und Peytrignet (1991) zeigen, dass diese Zieländerung zwar den kurzfristigen Zinssatz, nicht aber die Zinselastizität der Geldnachfrage beeinflusste. Damit ist die Zinselastizität bezüglich der Zieländerung von 1978/1979 super-exogen.<sup>9</sup>

Ein zweiter geldpolitischer Schock, die Einführung neuer Liquiditätsvorschriften im Jahre 1988, wird von Peytrignet (1994) getestet. Es ist bekannt, dass die Notenbankgeldmenge und die Geldmenge  $M_1$  von den neuen Liquiditätsvorschriften stark betroffen wurden.<sup>10</sup> Peytrignet findet, dass die langfristigen Elastizitäten der Variablen im Fehler-Korrektur-Ausdruck und der Koeffizient des Fehler-Korrektur-

<sup>6</sup> Für weitere Definitionen der Granger-Kausalität siehe Granger (1969, 1986) und Engle, Hendry und Richard (1983).

<sup>7</sup> Granger (1986) und Toda und Phillips (1994) zeigen, dass die Präsenz eines Fehler-Korrektur-Ausdrucks die Kausalität für die abhängige Variable in einer Gleichung bestimmt.

<sup>8</sup> Lucas (1976) kritisierte Simulationen in traditionellen ökonomischen Modellen mit der Begründung, dass die geschätzten Koeffizienten im allgemeinen nicht invariant bezüglich des geldpolitischen Regimes sind.

<sup>9</sup> Weil die Zieländerung auch die Preis- und Einkommenselastizitäten nicht beeinflusst hat, sind die Preise und Realeinkommen ebenfalls super-exogen bezüglich der Zieländerung.

<sup>10</sup> Siehe Rich (1992) für eine umfassende Darstellung dieser Ereignisse.

Ausdrucks in der VAR-Gleichung für  $M_{1B}$  über die Periode von 1984 bis 1993 stabil sind.<sup>11</sup> Dieses Ergebnis ist in Grafik 6, die den Verlauf der nicht restringierten langfristigen Elastizitäten über die letzten zehn Jahre zeigt, dargestellt. Die geschätzten Werte der Elastizitäten werden vom Liquiditätsschock des Jahres 1988 nicht *permanent* beeinflusst. Die Elastizitäten schwanken – mit Ausnahme des ersten Quartals 1988 – nur geringfügig. Einzig bei der Zinselastizität (Bundesobligationen) ist in den letzten zwei Jahren eine deutliche Bewegung

feststellbar, über deren Ursachen keine Klarheit herrscht.

### 3. Die kurzfristige Prognosekraft der breiten Geldmengenaggregate

Die Untersuchungen der Geldnachfragefunktion zeigen, dass eine langfristige Beziehung zwischen der Geldmenge  $M_{1B}$  und anderen makroökonomischen Variablen besteht. Die mit dem Johansen-Verfahren durchgeführten Tests haben jedoch die Hypothese, dass die Geldmenge  $M_{1B}$  den langfristigen Preisverlauf prognostizieren hilft, klar verworfen. Dieses Resultat sagt nichts über Ursache und Wirkung.<sup>12</sup> Es sagt auch nichts über die kurzfristige Prognosekraft der Geldmenge  $M_{1B}$  für die Inflation und das Wachstum des Realeinkommens.

Die kurzfristige Prognosekraft der Variablen  $M_{1B}$  kann mit Granger-Kausalitätstests überprüft werden. Wir nehmen an, dass die Koeffizienten der erklärenden Variablen stark exogen sind, und brauchen deshalb nicht ein ganzes VAR-System zu schätzen. Damit lassen sich die folgenden beiden Gleichungen mit OLS (Ordinary Least Squares) schätzen.

$$\Delta p_t = a_0 + \sum_{i=1}^4 a_{1,i} \Delta p_{t-i} + \sum_{j=k}^l a_{2,j} \Delta m_{t-j} + \mu_{1t} \quad (3)$$

$$\Delta y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^4 \beta_{1,i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=k}^l \beta_{2,j} \Delta m_{t-j} + \mu_{2t} \quad (4)$$

wobei  $\Delta m_t = \{ \Delta m_{1,t}, \Delta m_{1B,t}, \Delta m_{2,t}, \Delta m_{3,t} \}$

Die Variablen in (3) und (4) sind, da das Interesse den kurzfristigen Beziehungen gilt, als erste Differenzen der logarithmierten Werte geschrieben. Damit bezeichnet  $\Delta p_t$  die Inflationsrate (gemessen am Konsumentenpreisindex),  $\Delta m_t$  die Wachstumsrate

<sup>11</sup> Die Berechnungen wurden mit dem Computer-Paket CATS in RATS, das uns freundlicherweise von K. Juselius zur Verfügung gestellt wurde, durchgeführt. Siehe Hansen und Juselius (1994) für eine Beschreibung.

<sup>12</sup> Die Feststellung, dass  $M_{1B}$  den langfristigen Preisverlauf nicht prognostizieren hilft, widerspricht nicht der Auffassung, dass die Geldpolitik den Inflationstrend bestimmt. Breite Geldmengenaggregate wie  $M_{1B}$  sind jedoch in dem Sinne endogen, als sie aus dem Zusammenspiel zwischen der Notenbank, die die Notenbankgeldmenge bestimmt, und dem Bankensystem, welches das „breite“ Geld schafft, resultieren.

**Grafik 6: Die langfristigen Elastizitäten der Variablen im Fehler-Korrektur-Ausdruck für  $M_{1B}$**

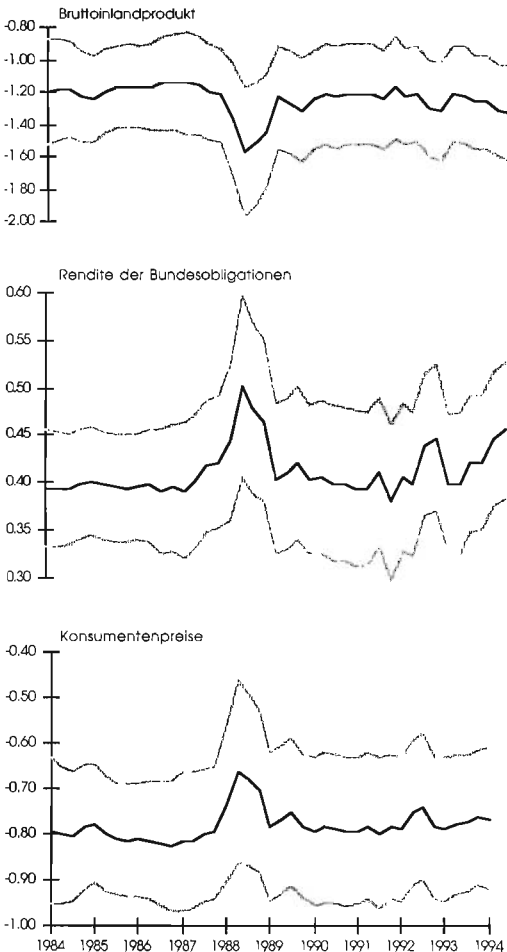


Tabelle 1: Granger-Kausalitätstests mit  $M_1$ ,  $M_{1B}$ ,  $M_2$  1

Verzögerungen		$\Delta m_{1j}$			$\Delta m_{1B}$			$\Delta m_{2j}$			$\Delta m_{3j}$		
		1970:1	1976:2	1980:1	1970:1	1976:2	1980:1	1970:1	1976:2	1980:1	1970:1	1976:2	1980:1
(k, l)		1.01 (0.41)	1.76 (0.15)	3.29* (0.02)	1.61 (0.18)	3.42** (0.01)	4.59** (0.00)	2.31 (0.06)	2.09 (0.09)	2.38 (0.07)	1.39 (0.29)	1.27 (0.30)	2.16 (0.09)
(5,8)		1.73 (0.15)	0.41 (0.80)	0.84 (0.51)	1.58 (0.19)	0.67 (0.62)	0.69 (0.60)	1.35 (0.25)	2.68* (0.04)	1.89 (0.14)	2.69* (0.04)	1.43 (0.24)	0.91 (0.47)
(9,12)		1.66 (0.17)	1.01 (0.41)	1.72 (0.17)	0.70 (0.60)	0.54 (0.70)	1.01 (0.42)	0.72 (0.58)	0.77 (0.55)	0.43 (0.78)	1.66 (0.17)	1.30 (0.28)	1.62 (0.19)

Verzögerungen		$\Delta m_{1j}$			$\Delta m_{1B}$			$\Delta m_{2j}$			$\Delta m_{3j}$		
		1970:1	1976:2	1980:1	1970:1	1976:2	1980:1	1970:1	1976:2	1980:1	1970:1	1976:2	1980:1
(k, l)		5.80** (0.00)	9.72** (0.00)	8.76** (0.00)	5.62** (0.00)	6.88** (0.00)	6.45** (0.00)	1.26 (0.29)	1.37 (0.26)	3.47* (0.02)	5.17** (0.00)	4.44** (0.00)	5.63** (0.00)
(5,8)		2.35 (0.06)	1.95 (0.12)	1.13 (0.35)	2.11 (0.08)	1.57 (0.19)	1.54 (0.21)	0.22 (0.93)	0.29 (0.88)	0.76 (0.55)	2.09 (0.09)	1.86 (0.13)	1.13 (0.36)
(9,12)		6.82** (0.00)	5.13** (0.00)	2.99* (0.03)	6.39* (0.00)	6.32** (0.00)	3.35* (0.02)	0.84 (0.57)	2.70* (0.04)	1.83 (0.14)	5.89** (0.00)	4.83** (0.00)	1.99 (0.12)

F-Werte. Marginales Signifikanzniveau in Klammern.

\* signifikant am 95%-Niveau

\*\* signifikant am 99%-Niveau



der Geldmenge und  $\Delta y_t$  die Wachstumsrate des Realeinkommens (gemessen am realen Bruttoinlandsprodukt), während  $\mu_t$  eine normalverteilte Störvariable ist. Als Geldmenge  $m_t$  werden abwechselnd die Aggregate  $M_1$ ,  $M_{1B}$ ,  $M_2$ , und  $M_3$  eingesetzt. Die Verwendung verschiedener Geldmengenaggregate soll uns Hinweise darüber liefern, welches Geldmengenaggregat die Preise bzw. das Realeinkommen kurzfristig besser voraussagt.<sup>13</sup>

Granger-Kausalität bedeutet hier folgendes: Wenn  $\Delta m_{t-k}$  nicht kausal ist für  $\Delta p_t$ , dann sind die beiden Wahrscheinlichkeitsdichtefunktionen von  $\Delta p_t$ ,  $F(\Delta p_t, I_t)$  und  $F(\Delta p_t, I_t - m_{t-k})$  gleich.  $I_t$  bezeichnet die Menge der im Zeitpunkt  $t$  verfügbaren Informationen. Die Kausalität im Sinne Grangers (1969) wird mit einer F-Statistik unter der Nullhypothese, dass alle Koeffizienten der verzögerten Werte von  $\Delta m_t$  in Gleichungen (3) und (4) nicht signifikant sind, überprüft. Falls wir die Nullhypothese nicht verwerfen können, hat die Geldmenge keinen Informationswert für die kurzfristige Preisentwicklung. Entsprechendes gilt für das Realeinkommen.

Es ist bekannt, dass die Resultate des Granger-Tests von der Wahl der Länge des Untersuchungszeitraums und der Verzögerungen beeinflusst werden. Sind die Verzögerungen und der Zeitraum zu kurz, verzerren sie die geschätzten Koeffizienten und bewirken irreführende Ergebnisse. Wenn die Verzögerungen zu lang sind, sind die Koeffizienten ineffizient geschätzt. Deshalb haben wir verschiedene Zeiträume und Verzögerungen in den Gleichungen (3) und (4) betrachtet. Die Zeiträume beginnen je nach Schätzung im ersten Quartal 1970, im zweiten Quartal 1976 oder im ersten Quartal 1980 und erstrecken sich bis zum ersten Quartal 1994. Die Verzögerungen der Geldmengenaggregate betragen je nach Schätzung ein bis vier, fünf bis acht oder neun bis zwölf Quartale.

Die Resultate sind in Tabelle 1 zusammengefasst.<sup>14</sup> Aufgrund der Granger-Tests sind alle betrachteten Geldmengenaggregate ausser der Geldmenge  $M_2$  gute Informationsvariablen für die Entwicklung des Realeinkommens. Die F-Statistik verwirft die Nullhypothese für jede Zeitperiode. Sie ist aber etwas empfindlich in bezug auf die Spezifikation der Verzögerungen. Seltsamerweise wird die Nullhypothese nur für ein- und dreijährige, nicht aber für zweijährige Verzögerungen verworfen.

Die Ergebnisse für die Preise deuten hingegen darauf hin, dass keines der betrachteten Geldmengenaggregate ein guter Indikator für die Inflationsentwicklung ist. Nur in einzelnen Fällen, wie für die Geldmenge  $M_{1B}$  nach 1976, herrscht eine kurzfristige Beziehung zwischen der Veränderungsrate der Geldmenge und der Inflation. Im allgemeinen besteht aber keine enge Korrelation zwischen den beiden Variablen. Dieses Ergebnis sollte in einem Land mit mässiger Inflation nicht besonders überraschen. Zum einen ist bekannt, dass die Inflation auf geldpolitische Impulse mit langen und variablen Verzögerungen reagiert. Zum andern kann gezeigt werden, dass eine erfolgreiche Geldpolitik, die die Inflation niedrig hält und optimal auf Schocks reagiert, die Korrelation zwischen den Veränderungen der Geldmenge und der Inflation senkt (siehe Poole [1993], Giannoni [1994]).

#### 4. Schlussfolgerungen

Wir haben ein alternatives Geldmengenaggregat  $M_{1B}$ , das als Geldmenge  $M_1$  plus Spareinlagen definiert wird, vorgestellt. Dieses Aggregat ist liquider als die Geldmengen  $M_2$  oder  $M_3$  und vermeidet die mit den Termineinlagen verbundenen Probleme. Da alle Komponenten von  $M_{1B}$  auf Veränderungen der kurzfristigen Zinssätze negativ reagieren, verläuft  $M_{1B}$  kurzfristig zwar ähnlich wie  $M_1$ , weist aber grössere Schwankungen auf. Im Unterschied zu  $M_2$  oder  $M_3$  versucht  $M_{1B}$  also nicht, Portfolioumschichtungen, die durch starke Veränderungen der kurzfristigen Zinssätze ausgelöst werden, zu internalisieren.

$M_{1B}$  geht der Preisentwicklung nicht systematisch voraus und ist damit kein guter Indikator der Inflation. Die Daten erlauben jedoch, ein stabiles Fehler-Korrektur-Modell für  $M_{1B}$  zu schätzen. Im Unterschied zu ähnlichen Versuchen für  $M_1$ ,  $M_2$  und  $M_3$  erhalten wir im Falle von  $M_{1B}$  stabile kurz- und langfristige Parameter.  $M_{1B}$  kann damit nützliche

<sup>13</sup> Möglicherweise spielen auch die Abweichungen von den langfristigen Beziehungen, wie z.B.  $(m_{1B} - p - y + 0.5i^L)$ , in den Gleichungen (3) und (4) eine Rolle. Weil es jedoch keine klaren langfristigen Beziehungen für  $M_1$ ,  $M_2$  und  $M_3$  gibt, haben wir diese mögliche Information bei allen vier Geldmengenaggregaten weggelassen.

<sup>14</sup> Alle Schätzungen wurden mit PC-GIVE durchgeführt. Siehe Hendry (1989) für eine Beschreibung.

Informationen für die langfristige Orientierung der Geldpolitik liefern.

Die schwache Exogenität der unabhängigen Variablen in bezug auf die kurz- und langfristigen Parameter gestattet uns, die Schätz- und Testprozedur des Modells zu vereinfachen. Statt einem ganzen VAR-System, das mit dem Johansen-Verfahren geschätzt werden sollte, reicht es damit aus, eine Einzelgleichung mit OLS zu schätzen.

Die Super-Exogenität der unabhängigen Variablen in bezug auf die kurz- und langfristigen Parameter erlaubt, das Modell für Simulationen von geldpolitischen Szenarien zu verwenden. Dank der Super-Exogenität laufen wir nicht Gefahr, dass die geschätzten Parameter durch das jeweilige geldpolitische Regime beeinflusst werden, und provozieren somit nicht die Lucas-Kritik (1976).

### Literaturverzeichnis

- Boswijk, H. P. und J.-P. Urbain (1994), «Lagrange-Multiplier Tests for Weak Exogeneity: A Synthesis», Department of Actuarial Science and Econometrics, University of Amsterdam, vervielfältigt.
- Engle, R. F. und C. W. J. Granger (1987), «Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing», *Econometrica* 55(2), 251-276.
- Engle, R. F., D. F. Hendry, und J.-F. Richard (1983), «Exogeneity», *Econometrica* 51(2), 277-304.
- Fischer, A. M. und M. Peytrignet (1991), «The Lucas Critique in Light of Swiss Monetary Policy», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 53(4), 481-493.
- Fischer, A. M. und M. Peytrignet (1990), «Are Larger Monetary Aggregates Interesting? Some Exploratory Evidence for Switzerland Using Feedback Models», *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik* 126(4), 505-520.
- Fluri, R. (1990), «Monetäre Divisia-Aggregate – eine Alternative zu den traditionellen Geldmengenindikatoren?», *Geld, Währung und Konjunktur*, Schweizerische Nationalbank 8(4), 343-354.
- Giannoni, M. (1994), «La croissance monétaire n'affecte-t-elle plus l'inflation?», Schweizerische Nationalbank, vervielfältigt.
- Granger, C. W. J. (1969), «Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methodology», *Econometrica* 37(3), 424-438.
- Granger, C. W. J. (1986), «Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 51, 451-464.
- Hansen, H. und Juselius, K. (1994), «Manual to Cointegration Analysis of Time Series CATS in RATS», Institute of Economics, University of Copenhagen, vervielfältigt.
- Hendry, D.F. (1989), «PC-GIVE: An Interactive Econometric Modelling System», Oxford Institute of Economics and Statistics, Oxford.
- Johansen, S. (1988), «Statistical Analysis of Cointegration Vectors», *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-54.
- Kohli, U. (1988), «Swiss Monetary Policy in a Nutshell», *Finanzmarkt und Portfolio Management* 2(4), 33-40.
- Lucas, R. E. (1976), «Econometric Policy Evaluation: A Critique», *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 1, 19-46.
- Peytrignet, M. (1994), «Swiss Monetary Aggregates: Some New Results for  $M_{1B}$ », Schweizerische Nationalbank, vervielfältigt.
- Poole, W. (1993), «Monetary Policy Implications of Recent Changes in the Financial Systems in the United States and Europe», prepared for the 6th International Conference organized by the Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, vervielfältigt.
- Rich, G. (1992), «Die schweizerische Teuerung: Lehren für die Nationalbank», *Geld, Währung und Konjunktur*, Schweizerische Nationalbank 10(1), 73-88.
- Toda, H. Y., und P. C. B. Phillips (1994), «Vector Autoregression and Causality: A Theoretical Overview and Simulation Study», *Econometric Reviews* 13(2), 259-285.