

## Geldbasiskonzepte und Geldmenge (II) Zweiter Teil: Empirische Zusammenhänge

Von Hans-Joachim Jarchow und Herbert Möller, Göttingen\*

### I. Ableitung der Schätzgleichungen<sup>1</sup>

Wie im ersten Teil der Arbeit in Abschnitt II dargestellt wurde, implizieren die Strukturgleichungen des Modells bestimmte Geldangebotsfunktionen, die sich allgemein in der Multiplikatorform

$$(1) \quad M^a = m \cdot B$$

schreiben lassen. Dabei repräsentiert die Basis ( $B$ ) entweder die korrigierte (bzw. bereinigte) Basis ( $B'$ ), die monetäre Basis ( $B^m$ ) oder die erweiterte (monetäre) Basis ( $B^e$ ) und  $m$  dementsprechend den zugehörigen Multiplikator  $m'$ ,  $m^m$  oder  $m^e$ .

Im ersten Teil der Arbeit wurde in Abschnitt III ferner beschrieben, wie sich die durch eine Änderung der Geldbasis ausgelösten Anpassungsprozesse im Zeitablauf vollziehen. Bei der empirischen Untersuchung dieser Vorgänge ist nun insbesondere die Dauer der gesamten Anpassungszeit a priori nicht genau bekannt. Da die Analyse an Hand von Zeitreihen die Verwendung einer bestimmten Periodenlänge wie z. B. Monate oder Quartale impliziert, unterteilen wir deshalb die Dauer der gesamten Anpassungszeit in  $n + 1$  Perioden. Ein Ziel der Untersuchung besteht u. a. darin, die Größe von  $n + 1$  abzuschätzen.

Wir gehen zunächst davon aus, daß die Geldbasis vor Beginn des Anpassungsprozesses zum Zeitpunkt  $t = 0$  den Wert  $B_0$  hat, sich während

---

\* Die vorliegende Arbeit ist im Rahmen eines von der Deutschen Forschungsgemeinschaft finanziell unterstützten umfassenderen Forschungsprojekts entstanden. Wir benutzen die Gelegenheit, der DFG an dieser Stelle für ihre Unterstützung zu danken. — Zu danken haben wir auch den Herren Dr. G. Engel und G. v. Weltzien, die das Manuskript kritisch durchgesehen haben. Der erste Teil des Aufsatzes erschien auf den Seiten 177 ff. des laufenden Jahrganges.

<sup>1</sup> Der an der Ableitung der Schätzgleichungen weniger interessierte Leser findet die Ergebnisse der empirischen Untersuchung und ihre Kommentierung auf den Seiten 325 ff.

der ersten Periode (0,1) ändert, damit im Zeitpunkt  $t = 1$  den Wert  $B_1$  besitzt und dann bis zum Zeitpunkt  $t = n + 1$  diesen Wert beibehält, so daß für die Geldbasis im Zeitablauf die Bedingung

$$(2) \quad B_0 \neq B_1 = B_2 = \dots = B_{n+1}$$

gilt. An diese Basisänderung paßt sich der Multiplikator durch Schwankungen seiner Verhaltensquotienten während des gesamten Zeitraums (0,  $n + 1$ ) ständig an, so daß er in der Regel verschiedene Werte  $m_0, m_1, \dots, m_{n+1}$  annimmt. Für das Geldangebot gilt dann:

$$(3) \quad M_0^a = m_0 \cdot B_0 \quad (\text{zum Zeitpunkt } t = 0)$$

sowie mit (2)

$$(4) \quad M_{n+1}^a = m_{n+1} \cdot B_{n+1} = m_{n+1} \cdot B_1 \quad (\text{zum Zeitpunkt } t = n + 1).$$

Die Gleichungen (3) und (4) lassen sich zusammenfassen zu

$$(5) \quad \frac{M_{n+1}^a}{M_0^a} = \frac{m_{n+1}}{m_0} \cdot \frac{B_1}{B_0}$$

bzw. in logarithmischer Schreibweise:

$$(6) \quad \log M_{n+1}^a - \log M_0^a = (\log m_{n+1} - \log m_0) + (\log B_1 - \log B_0).$$

Für die Anpassung des Multiplikators an die Basisänderung unterstellen wir vereinfachend die Beziehung

$$(7) \quad \log m_j - \log m_{j-1} = b_{j-1} \cdot (\log B_1 - \log B_0)$$

mit gewissen Konstanten  $b_{j-1}$  für  $j = 1, \dots, n + 1$ .

Dabei nehmen wir an, daß die logarithmischen Veränderungen des Multiplikators während des gesamten Untersuchungszeitraumes keinen nennenswerten sonstigen (unspezifizierten) exogenen Einflüssen<sup>2</sup> unterliegen, so daß wir u. a. auf die Berücksichtigung eines Absolutgliedes in Gleichung (7) verzichten.

<sup>2</sup> Im folgenden wird allerdings noch die laufende Veränderung des Diskontsatzes ( $z$ ) in die Veränderung des Multiplikators einbezogen. Von den Einflüssen weiterer Variabler bzw. Parameter wie z. B. der übrigen Zentralbankparameter einschl. ihrer verzögerten Wirkungen sehen wir hier jedoch ab. Die laufenden und verzögerten Wirkungen weiterer Zentralbankinstrumente sowie auch die laufenden autonomen Änderungen in den Verhaltenskoeffizienten der Geschäftsbanken und Nichtbanken werden eingehend analysiert in einer demnächst zu veröffentlichenden Arbeit von H. Möller.

Wegen

$$\log m_{n+1} - \log m_0 = \sum_{j=1}^{n+1} (\log m_j - \log m_{j-1})$$

ergibt sich aus Gleichung (6) und (7):

$$(8) \quad \log M_{n+1}^a - \log M_0^a = \left(1 + \sum_{j=1}^{n+1} b_{j-1}\right) \cdot (\log B_1 - \log B_0) .$$

Wie aus den Abschnitten II und III des ersten Teils hervorgeht, läßt sich unser Modell auf eine Multiplikatorbeziehung für das Geldangebot und eine Gleichung für die Geldnachfrage reduzieren. Beide Verhaltensgleichungen enthalten als einzige endogene Variablen die Geldmenge  $M$  und den Zinssatz  $i$ . Bei der oben vorgenommenen Unterteilung des Multiplikatorprozesses in  $n + 1$  Zeitperioden gehen wir davon aus, daß die während einer Zeitperiode  $(j - 1, j)$  (für  $j = 1, \dots, n + 1$ ) realisierte Veränderung der Geldmenge gemeinsam bestimmt wird durch die während dieser Zeitperiode erfolgte Veränderung des Geldangebots und der Geldnachfrage, die beide im allgemeinen zinsabhängig sind. Daher tritt während einer solchen Zeitperiode gleichzeitig mit einer realisierten Geldmengenveränderung auch eine gewisse Zinssatzveränderung ein<sup>3</sup>.

Diese Zinssatzeffekte berücksichtigen wir in Gleichung (8) durch eine entsprechende Umformung. Dabei sind die Koeffizienten  $b_{j-1}$  in Gleichung (7), die die gesamte Reaktion des Multiplikators in der Periode  $(j - 1, j)$  auf die anfängliche Basisänderung angeben, näher aufzuspalten. Wir unterscheiden dabei Zinseffekte und andere, aus der Änderung der Basis resultierende Effekte auf den Multiplikator. Dementsprechend schreiben wir Gleichung (7) in der Form

$$(9) \quad \log m_j - \log m_{j-1} = \varepsilon_{j-1} \cdot (\log i_j - \log i_{j-1}) + b_{j-1}^* \cdot (\log B_1 - \log B_0)$$

für  $j = 1, \dots, n + 1$

mit gewissen Konstanten  $\varepsilon_{j-1} \geq 0$ . Diese sind bei hinreichender Näherung<sup>4</sup> die kurzfristigen Zinselastizitäten des Multiplikators und bei zins-

<sup>3</sup> Vgl. die Abbildung im ersten Teil, S. 192. Sie ist zur Erleichterung für den Leser noch einmal im Anhang 2) abgedruckt.

<sup>4</sup> Hier unterstellen wir, daß für die logarithmische Veränderung des Multiplikators, soweit sie auf der logarithmischen Veränderung des Zinssatzes beruht, ein linearer Zusammenhang in der Form

$$(*) \quad \log m_j^{(i)} - \log m_{j-1}^{(i)} = \varepsilon_{j-1} \cdot (\log i_j - \log i_{j-1}) \quad \text{für } j = 1, \dots, n + 1$$

bzw.

unabhängiger Geldbasis dann auch die kurzfristigen Zinselastizitäten des Geldangebots.

Aus Gleichung (9) ergibt sich speziell für die erste Periode<sup>5</sup> (0,1) die Beziehung

$$(10) \quad \log m_1 - \log m_0 = \varepsilon_0 \cdot (\log i_1 - \log i_0) + b_0^* \cdot (\log B_1 - \log B_0) .$$

Beachten wir, daß

$$\log M_{n+1}^a - \log M_0^a = (\log m_1 - \log m_0) + \sum_{j=2}^{n+1} (\log m_j - \log m_{j-1}) + (\log B_1 - \log B_0) ,$$

dann ergibt sich bei Berücksichtigung von (10) und (7)

$$(**) \quad \varepsilon_{j-1} = \left( \log \frac{m_j^{(i)}}{m_{j-1}^{(i)}} \right) : \left( \log \frac{i_j}{i_{j-1}} \right)$$

besteht. Wenn man nun

$$m_j^{(i)} = m_{j-1}^{(i)} + \Delta m_j^{(i)} \quad \text{und} \quad i_j = i_{j-1} + \Delta i_j$$

setzt, dann ergibt sich aus (\*\*) nach Umformung

$$(***) \quad \varepsilon_{j-1} = \left[ \log \left( 1 + \frac{\Delta m_j^{(i)}}{m_{j-1}^{(i)}} \right) \right] : \left[ \log \left( 1 + \frac{\Delta i_j}{i_{j-1}} \right) \right]$$

Bei Entwicklung in eine Taylorreihe ergibt sich unter der Annahme

$$\left| \frac{\Delta m_j^{(i)}}{m_{j-1}^{(i)}} \right|, \left| \frac{\Delta i_j}{i_{j-1}} \right| < 1$$

$$\varepsilon_{j-1} = \left[ \left( \frac{\Delta m_j^{(i)}}{m_{j-1}^{(i)}} \right) - \left( \frac{\Delta m_j^{(i)}}{m_{j-1}^{(i)}} \right)^2 + \left( \frac{\Delta m_j^{(i)}}{m_{j-1}^{(i)}} \right)^3 - \dots \right] : \left[ \left( \frac{\Delta i_j}{i_{j-1}} \right) - \left( \frac{\Delta i_j}{i_{j-1}} \right)^2 + \left( \frac{\Delta i_j}{i_{j-1}} \right)^3 \dots \right]$$

Bei hinreichend kleinen Änderungen kann man dafür näherungsweise

$$\varepsilon_{j-1} = \frac{\Delta m_j^{(i)}}{m_{j-1}^{(i)}} : \frac{\Delta i_j}{i_{j-1}} \quad \text{schreiben.}$$

<sup>5</sup> Man könnte auch eine Gleichung herleiten, in welcher nicht nur in der laufenden Periode, sondern auch in allen verzögerten Perioden der Zinseffekt und der verzögerte Geldbasiseffekt voneinander getrennt wären. Dann müßten neben der laufenden auch alle verzögerten Zinssatzveränderungen explizit berücksichtigt werden. Da der Sollzinssatz eine endogene Variable des Modells ist, wäre ein solches Vorgehen in Hinblick auf die ökonometrische Schätzung nicht unproblematisch. Zu den Schwierigkeiten, die dabei auftreten könnten, vgl. z. B. H. Schneeweiß, *Ökonometrie*, Würzburg 1971. S. 213 f.



$$(11) \quad \log M_{n+1}^a - \log M_0^a = \varepsilon_i \cdot (\log i_1 - \log i_0) \\ + (1 + b_0^*) \cdot (\log B_1 - \log B_0) \\ + \sum_{j=2}^{n+1} b_{j-1} \cdot (\log B_1 - \log B_0) ,$$

wobei wir  $\varepsilon_0$  durch  $\varepsilon_i$  ersetzt haben.

Gleichung (11) läßt sich mit der bereits erwähnten (im Anhang 2 noch einmal abgedruckten) graphischen Darstellung aus dem ersten Teil veranschaulichen: Mit dem Summanden  $(1 + b_0^*) \cdot (\log B_1 - \log B_0)$  wird die Bewegung von  $P_0$  nach  $\tilde{A}$  gemessen. Hierin ist also der Monetisierungseffekt (Bewegung von  $P_0$  nach  $A$ ) enthalten und darüber hinaus auch eine zusätzliche Geldangebotsausweitung (Bewegung von  $A$  nach  $\tilde{A}$ ), die durch das vermehrte — wenn auch anfangs relativ schwach ausgeprägte — zusätzliche Kreditangebot der Geschäftsbanken bedingt ist<sup>6</sup>. Durch den Summanden  $\varepsilon_i \cdot (\log i_1 - \log i_0)$  in Gleichung (11) wird der (kurzfristige) Zinseffekt gemessen. Diesem entspricht in der Abbildung die Bewegung von  $\tilde{A}$  nach  $B$ . Die übrigen in Gleichung (11) nicht aufgespaltenen Koeffizienten  $b_{j-1}$  (für  $j = 2, \dots, n + 1$ ) geben in jeder Periode den *Saldoeffekt* auf das Geldangebot an, der aus dem gegenläufigen Zusammenwirken des jeweils auftretenden *verzögerten Geldbasiseffekts*, dargestellt durch eine Verschiebung der Geldangebotskurve bei gegebenem Zinssatz, und des *kurzfristigen Zinseffekts*, dargestellt durch eine Bewegung entlang einer verschobenen Geldangebotskurve, resultiert<sup>7</sup>. Einem solchen Saldoeffekt entspricht in der Abbildung z. B. die Bewegung von  $B$  über  $\tilde{B}$  nach  $C$ .

Der durch Gleichung (11) spezifizierte Anpassungsprozeß gilt unter der Annahme (2). In der Realität ändert sich jedoch nicht nur am Anfang eines Anpassungsprozesses die Basis, sondern auch in jeder weiteren Periode ( $j - 1, j$ ) für  $j = 2, \dots, n + 1$ . Das bedeutet, daß die in der

<sup>6</sup> Weil in dieser Anfangsphase des Anpassungsprozesses zufließende Barreserven nur in geringem Umfang zur Kreditausweitung verwendet werden und infolgedessen ein Anstieg des Überschußreservequotienten sowie eine Abnahme des Nettorefinanzierungsquotienten eintritt (der Multiplikator also kleiner wird), ist zu erwarten, daß  $1 + b_0^* < 1$  ist, so daß  $b_0^* < 0$ . Dieser negative Koeffizient allein mißt die gedanklich in der Abbildung zum Ausdruck kommende Linksbewegung von der endgültigen neuen Geldangebotskurve  $M_1^a$  bis zum Punkt  $\tilde{A}$ .

<sup>7</sup> Vgl. hierzu auch den ersten Teil, S. 192 ff.

Realität gemessene logarithmische Veränderung des Multiplikators während einer solchen Periode ( $j - 1, j$ ) nicht allein durch die rechte Seite von Gleichung (7) erklärt werden kann, sondern durch insgesamt  $n + 1$  verschiedene Basisänderungen bestimmt wird, wenn wir  $n$  als konstant ansehen.

Die Annahme (2) ist also für die empirische Untersuchung durch die Annahme

$$(12) \quad B_0 \neq B_1 \neq B_2 \neq \dots \neq B_{n+1}$$

zu ersetzen.

Dementsprechend ist die Gleichung (11) zu modifizieren. Berücksichtigen wir außerdem noch die Veränderungen des Diskontsatzes ( $z$ ) als Einflußgröße des Multiplikators, dann läßt sich zeigen<sup>8</sup>, daß statt (11)

$$(13) \quad \begin{aligned} \log M_t - \log M_{t-1} &= \varepsilon_i \cdot (\log i_t - \log i_{t-1}) \\ &+ \varepsilon_z \cdot (\log z_t - \log z_{t-1}) \\ &+ (1 + b_0^*) \cdot (\log B_t - \log B_{t-1}) \\ &+ \sum_{j=-1}^{-n} \tilde{b}_j \cdot (\log B_{t+j} - \log B_{t+j-1}) \\ &+ u_t \\ &\text{mit } t = n, \dots, T \end{aligned}$$

zur Schätzung der gesamten Anpassung des Multiplikators verwendet werden kann.

Gleichung (13) besagt, daß die gemessene logarithmische Veränderung des Geldangebotes in einer Periode ( $t - 1, t$ ) durch fünf Summanden bestimmt wird. Der erste Summand gibt den schon erwähnten Zins-effekt in der laufenden Periode an. Der zweite Summand gibt an, welche Wirkung eine Diskontsatzveränderung in der laufenden Periode ( $t - 1, t$ ) auf das Geldangebot ausübt. Das Ausmaß hängt von der Elastizität<sup>9</sup>  $\varepsilon_z \leq 0$  ab<sup>10</sup>. Der dritte Summand in Gleichung (13) gibt die bereits erläuterte (vor allem auf dem Monetisierungseffekt beruhende) Wirkung

<sup>8</sup> Vgl. Anhang 1.

<sup>9</sup> Vgl. zur Interpretation als Elastizität Fußnote 4 auf S. 319 f.

<sup>10</sup> Wir berücksichtigen die laufende Diskontsatzveränderung, weil diese einerseits im ersten Teil theoretisch als wichtige Bestimmungsgröße des Geldangebotes herausgestellt wurde, andererseits aber auch stark mit den Veränderungen des Sollzinssatzes korreliert, so daß eine Vernachlässigung des Diskontsatzes

der veränderten Geldbasis in der laufenden (ersten) Periode ( $t - 1, t$ ) an. An Hand des vierten Summanden können wir die Dauer der gesamten Anpassungsverzögerung feststellen. Dabei geben die Schätzwerte für die Koeffizienten  $\tilde{b}_j$  gewisse Hinweise<sup>11</sup> auf das Zeitprofil der Anpassung des Geldangebots an die Basisänderung. Der fünfte Summand in (13), nämlich die latente Residualvariable  $u_t$ , enthält schließlich alle nicht näher spezifizierten Einflußfaktoren, die neben der Basiswirkung die gemessene Veränderung des Geldangebots mitbestimmen<sup>12</sup>. Bei alternativer Verwendung der drei Basisgrößen läßt sich durch Vergleich der jeweils geschätzten Varianzen von  $u_t$  abschätzen, bei welcher Basisgröße der Zusammenhang zwischen dem Geldangebot und der Geldbasis am engsten ist<sup>13</sup>.

Unsere Schätzungen für die Geldnachfragefunktion liegt Gleichung (8) aus Abschnitt II des ersten Teils zugrunde. Analog zu Gleichung (13) verwenden wir die Form

$$(14) \quad \log M_t - \log M_{t-1} = \eta_i \cdot (\log i_t - \log i_{t-1}) + \eta_Y \cdot (\log Y_t - \log Y_{t-1}) + w_t \\ \text{mit } t = n, \dots, T .$$

Hier bezeichnet  $\eta_i$  die Zinselastizität der Geldnachfrage,  $\eta_Y$  die Einkommenselastizität der Geldnachfrage und  $w_t$  die latente Residualvariable

bei der zweistufigen Schätzung zu nicht ganz zuverlässigen Ergebnissen führen würde. Letzteres haben wir an Hand entsprechender Voruntersuchungen festgestellt.

<sup>11</sup> Wegen der expliziten Berücksichtigung des Zinseffekts unterscheiden sich alle diese Koeffizienten von den entsprechenden Koeffizienten in Gleichung (8). (Vgl. dazu die Abschätzung (A8) im Anhang 1, S. 341.) Deshalb werden durch die Schätzwerte für  $\tilde{b}_j$  nicht mehr genau die Saldoeffekte auf das Geldangebot gemessen, die in jeder Periode aus dem gegenläufigen Zusammenwirken des jeweils verzögerten Geldbasiseffekts und des Zinseffektes resultieren. Zur Schätzung dieser Saldoeffekte verwenden wir daher in Abschnitt IV die Gleichung für die Geldmenge  $M$  aus der reduzierten Form unseres Modells. Zur Schätzung der ebenfalls interessierenden Zinselastizitäten sowie des Geldbasis-effektes in der laufenden (ersten) Periode der Anpassung und auch zur Schätzung der Gesamtdauer des Anpassungsprozesses verwenden wir dagegen die unter (13) angegebene Schätzgleichung für das Geldangebot.

<sup>12</sup> Hierzu gehören z. B. die verzögerten Wirkungen der Zentralbankinstrumente. Darüber hinaus sind in  $u_t$  auch alle Annäherungsfehler enthalten, die aus der linearisierten Form der Gleichung (13) resultieren. Die Wirkung der Gesamtheit aller dieser Einflußfaktoren wird hier in jeder Periode als zufällig angenommen.

<sup>13</sup> Vgl. hierzu die folgenden Abschnitte III und V.



(jeweils bezogen auf die Länge der gewählten Zeitperiode). Wie unschwer zu überprüfen ist, erweist sich das nunmehr komplette Gleichungssystem (13), (14) als ökonometrisch identifizierbar.

## II. Zur Schätzung der Wirkungsverzögerungen

Da in der Geldangebotsgleichung (13) die laufende und die ersten  $n$  zurückliegenden Basisveränderungen berücksichtigt werden, ist zu vermuten, daß man bei der Schätzung der Gleichung für größere Werte von  $n$  auf ökonometrische Schwierigkeiten stößt, wenn je  $n$  aufeinanderfolgende Basisveränderungen stark interkorreliert sind. Um diesen Schwierigkeiten zu begegnen, verwenden wir das Almon-Lag-Verfahren<sup>14</sup>, jedoch mit der Modifikation, daß weder für eine Periode im voraus (Periode (1, 0)) noch für die  $(n + 1)$ -te zurückliegende Periode  $(- (n + 1), - (n + 2))$  für das Polynom der Wert Null vorgegeben wird. Für die Wahl dieser Variante gegenüber anderen Varianten mit Endpunktrestriktionen sei auf die Überlegungen von P. Schmidt und R. N. Waud<sup>15</sup> verwiesen.

Wir schätzen die Wirkungsverzögerung der Geldbasisveränderungen auf das Geldangebot unter der Annahme, daß die  $n + 1$  Koeffizienten  $1 + b_0^*, \tilde{b}_{-1}, \dots, \tilde{b}_{-n}$  auf einem Polynom bestimmten Grades  $q < n + 1$  liegen. Diese Annahme hat den Nachteil, daß die Schätzungen verzerrt sind, wenn sie nicht zutrifft, und den Vorteil, daß die Schätzungen effizienter sind, wenn die Annahme richtig ist<sup>16</sup>. Auf diese Problematik gehen wir hier nicht näher ein, sondern wir beschränken uns hinsichtlich geeigneter Kriterien bei der Wahl der Laglängen sowie des Polynomgrades auf eine Minimalforderung, die auch P. Schmidt und R. N. Waud<sup>17</sup> für praktische Untersuchungen als zweckmäßig ansehen, nämlich auf das Kriterium der kleinsten Varianz der Residualvariablen der Geldangebotsbeziehung. Die Laglänge  $n$  und der Polynomgrad  $q$  werden innerhalb plausibler Grenzen zu diesem Zweck entsprechend variiert.

<sup>14</sup> Vgl. S. Almon, The Distributed Lag between Capital Appropriations and Expenditures, „Econometrica“, Vol. 33, No. 1 (1965), S. 178 ff.

<sup>15</sup> Vgl. P. Schmidt und R. N. Waud, The Almon Lag Technique and the Monetary versus Fiscal Policy Debate. „Journal of the American Statistical Association“, Vol. 68, No. 341 (1973), S. 11 ff.

<sup>16</sup> Vgl. hierzu P. Schmidt und R. Sickles, On the Efficiency of the Almon Lag Technique. „International Economic Review“, Vol. 16, No. 3 (1975), S. 792 ff., sowie die dort angegebene Literatur.

<sup>17</sup> Vgl. Schmidt und Waud, The Almon Lag Technique . . . , a.a.O., S. 13.



Um möglicherweise dennoch vorhandene grobe Schätzfehler zu vermeiden, beschränken wir uns darauf, das Almon-Lag-Verfahren für monatliche Veränderungen anzuwenden. In alternativen Schätzungen benutzen wir Quartalsdaten, ohne auf das Almon-Lag-Verfahren zurückzugreifen. Diese Kontrollrechnung liefert zwar ein gröberes Bild der Wirkungsverzögerung, weil nur noch Anpassungskoeffizienten für Quartale ermittelt werden. Sie ist jedoch nicht mit den möglichen Nachteilen des Almon-Lag-Verfahrens behaftet; zudem ist zu erwarten, daß sich wegen der kleinen Werte für  $n + 1$  (4 Quartale) auch nicht mehr im gleichen Ausmaß wie bei monatlichen Veränderungen das Problem der Kollinearität der verzögerten Geldbasisveränderungen ergibt.

### III. Ergebnisse des Zwei-Gleichungs-Modells

Wir haben für die Koeffizienten der Gleichungen (13) und (14) von S. 322 und S. 323 bei logarithmischen Veränderungen der Modellvariablen die in den folgenden Tabellen zusammengestellten Schätzwerte ermittelt<sup>18</sup>. Dabei bezeichnen die hinter den Schätzwerten in Klammern angegebenen Zahlen die geschätzten Standardabweichungen der Koeffizienten. Ein\* (bzw.\*\*\*) weist darauf hin, daß der Koeffizient mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von höchstens 5 % (bzw. höchstens 1 %) verschieden von Null ist. Als relevante Wahrscheinlichkeitsverteilung haben wir bei Monatsdaten die Standardnormalverteilung zugrunde gelegt, weil der Quotient aus einem geschätzten Koeffizienten und seiner geschätzten Standardabweichung mit wachsendem Stichprobenumfang  $T$  asymptotisch dieser Verteilung unterliegt und wir hier unter Berücksichtigung der time lags einen Stichprobenumfang haben, der mindestens 84 Werte umfaßt. Bei Quartalsdaten haben wir auf die Angabe von Irrtumswahrscheinlichkeiten verzichtet.

Mit der zweistufigen Methode der Kleinsten Quadrate wurde in der ersten Stufe die Sollzinssatzentwicklung mittels aller exogenen Modellvariablen geschätzt. Hierbei wurde auch jeweils der Durbon-Watson-Koeffizient  $DW$  ermittelt und mit + oder ++ gekennzeichnet. Ein + zeigt an, daß der Wert  $DW$  im Unschärfbereich liegt und deshalb die Hypothese autokorrelierter Residuen weder verworfen noch bestätigt werden kann. Die Angabe ++ bedeutet dagegen, daß sich aus dem Wert  $DW$  kein Hinweis auf autokorrelierte Residuen ergibt.

---

<sup>18</sup> Zum Zahlenmaterial s. Anhang 3.

1. Der  $B'$ -Ansatz

a) Verwendung von Monatsdaten. — Für den Multiplikatoransatz mit der korrigierten (bereinigten) monetären Basis  $B'$  ergab sich unter den plausiblen Anpassungsverläufen eine minimale Varianz der Residualvariablen in der Geldangebotsgleichung für ein Polynom 5. Grades bei Vorgabe eines Anpassungszeitraumes von insgesamt 12 Monaten.

Tabelle 1

Monatliche Anpassungskoeffizienten für den  $B'$ -Ansatz

Geldangebotsbeziehung (13)		Geldnachfragebeziehung (14)	
$\varepsilon_i$	= 0,597 (0,200)**	$\eta_i$	= - 0,192 (0,062)**
$\varepsilon_z$	= - 0,114 (0,042)**		
$1 + \tilde{b}_0^*$	= 0,106 (0,034)**		
$\tilde{b}_{-1}$	= 0,024 (0,025)		
$\tilde{b}_{-2}$	= 0,032 (0,022)		
$\tilde{b}_{-3}$	= 0,061 (0,023)**		
$\tilde{b}_{-4}$	= 0,078 (0,025)**		
$\tilde{b}_{-5}$	= 0,071 (0,023)**		
$\tilde{b}_{-6}$	= 0,048 (0,021)*		
$\tilde{b}_{-7}$	= 0,025 (0,021)		
$\tilde{b}_{-8}$	= 0,014 (0,021)		
$\tilde{b}_{-9}$	= 0,023 (0,023)		
$\tilde{b}_{-10}$	= 0,039 (0,027)		
$\tilde{b}_{-11}$	= 0,023 (0,036)		
		$\eta_Y$	= 0,795 (0,120)**
var ( $w$ ) = $0,326 \cdot 10^{-4}$		var ( $w$ ) = $0,169 \cdot 10^{-4}$	
DW = 2,053 + +			

Der hochsignifikante Schätzwert  $1 + \tilde{b}_0^*$  liegt erheblich unter Eins (wie die Tabelle zeigt) und läßt damit eine starke gegenläufige Veränderung des Multiplikators im laufenden Monat<sup>19</sup> erkennen. Im Fall

<sup>19</sup> Der durch  $1 + \tilde{b}_0^* < 1$  gemessene Effekt wird in der Abbildung (siehe Anhang 2) durch die Bewegung von  $P_0$  nach  $\tilde{A}$  beschrieben. Dem horizontalen Abstand der beiden langfristigen Geldangebotskurven  $M_0^a$  und  $M_1^a$  würde der Wert 1 entsprechen.

einer Erhöhung der korrigierten Basis ist die Abnahme des Multiplikators — wie schon erwähnt<sup>20</sup> — darauf zurückzuführen, daß der Überschußreservequotient zunächst ansteigt und der Nettorefinanzierungsquotient kleiner wird. Die verbleibende Wirkung auf das Geldangebot dürfte hauptsächlich auf dem Monetisierungseffekt beruhen<sup>21</sup>.

Die Schätzwerte für die Anpassungskoeffizienten  $\tilde{b}_{-1}$  bis  $\tilde{b}_{-11}$  geben bereits gewisse Hinweise für das Zeitprofil der Entwicklung des Geldangebots<sup>22</sup>. Auffällig sind die kleinen nicht signifikanten Schätzwerte für  $\tilde{b}_{-1}$  und  $\tilde{b}_{-2}$  einerseits und andererseits die hochsignifikanten Schätzwerte für  $\tilde{b}_{-3}$ ,  $\tilde{b}_{-4}$  und  $\tilde{b}_{-5}$ . Danach sind nur noch schwache Multiplikatorwirkungen festzustellen, wie die relativ kleinen und ungesicherten Schätzwerte für die Koeffizienten  $\tilde{b}_{-7}$  bis  $\tilde{b}_{-11}$  zeigen. Man kann diese Perioden aber andererseits auch nicht vernachlässigen, weil jede Verkürzung des Anpassungszeitraumes auf weniger als zwölf Monate zu einem größeren Schätzwert für die Varianz der Residuen der Geldangebotsbeziehung führt und diese damit schlechter erklärt wird. Das gilt auch bei Ansätzen mit anderen Polynomgraden sowie bei Quartalsdaten. Diese letzte nur schwach ausgeprägte Anpassungsphase ist daher noch als Bestandteil des Multiplikatorprozesses anzusehen. Daß sie so schwach ausgeprägt ist, kann auch an der schon im ersten Teil (S. 194) angedeuteten Möglichkeit liegen, daß im Laufe des Anpassungsprozesses über zinsinduzierte Kapitalbewegungen Rückwirkungen auf die Basis  $B'$  zum Tragen kommen, welche der anfänglichen Multiplikatorwirkung entgegengerichtet sind. Jedenfalls sprechen die Schätzergebnisse eher dafür als dagegen.

Hinsichtlich der in Tabelle 1 geschätzten Zinselastizitäten können wir feststellen, daß die Sollzinssatzelastizität des Geldangebots ( $\epsilon_i$ ) dem Betrage nach größer ist als die der Geldnachfrage ( $\eta_i$ ). Ferner zeigt ein entsprechender Hypothesentest, daß die Sollzinssatzelastizität des Geldangebots ( $\epsilon_i$ ) dem Betrage nach etwa drei- bis viermal so groß ist wie die Diskontsatzelastizität ( $\epsilon_z$ ). Schließlich ergibt sich noch, daß die Elastizität der Geldnachfrage bezüglich des nominalen Bruttosozialprodukts ( $\eta_Y$ ) bei Vorgabe einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % nicht vom

<sup>20</sup> Vgl. im ersten Teil S. 192 f.

<sup>21</sup> Vgl. im ersten Teil S. 192.

<sup>22</sup> Wie schon erwähnt wurde, erfolgt eine genaue Schätzung und Kommentierung des Zeitprofils, d. h. der Saldoeffekte, die in jeder verzögerten Periode auf das Geldangebot wirken, im Zusammenhang mit Tabelle 7 bei der Schätzung der reduzierten Form (siehe S. 334).



Wert Eins verschieden ist, obwohl die Schätzwerte etwas unter Eins liegen. Diese Ergebnisse für die Geldnachfrage variieren bei den folgenden Schätzansätzen nicht wesentlich, so daß wir darauf im folgenden auch nicht mehr eingehen.

b) Verwendung von Quartalsdaten. — Der bisher geschilderte Sachverhalt wird — wenn auch vereinfacht — bestätigt, wenn wir ohne Anwendung des Almon-Lag-Verfahrens zu Quartalschätzungen<sup>23</sup> übergehen. Dabei ergaben sich folgende Werte:

*Tabelle 2*  
Quartals-Anpassungskoeffizienten für den B'-Ansatz

Geldangebotsbeziehung (13)	Geldnachfragebeziehung (14)
$\varepsilon_i = 1,055 \quad (0,390)$	$\eta_i = -0,165 \quad (0,038)$
$\varepsilon_z = -0,323 \quad (0,130)$	
$1 + \tilde{b}_0^* = 0,131 \quad (0,081)$	
$\tilde{b}_{-1} = 0,215 \quad (0,100)$	
$\tilde{b}_{-2} = 0,226 \quad (0,110)$	
$\tilde{b}_{-3} = 0,005 \quad (0,100)$	$\eta_Y = 0,861 \quad (0,077)$
$\text{var}(u) = 1,155 \cdot 10^{-4}$	$\text{var}(w) = 0,185 \cdot 10^{-4}$
DW = 2,239 <sup>+</sup>	

Eine Verkürzung des Anpassungszeitraumes auf weniger als vier Quartale führte auch hier zu einem größeren Schätzwert für die Residualvarianz der Geldangebotsbeziehung. Daher erhärtet auch diese Schätzung das schon mit Monatsdaten festgestellte Ergebnis, daß der Anpassungszeitraum für den Multiplikatorprozeß etwa vier Quartale lang ist, obwohl der Effekt im letzten Quartal, gemessen durch  $\tilde{b}_{-3} = 0,005$  sehr schwach und unzuverlässig erscheint.

Der Schätzwert für die Zinselastizität  $\varepsilon_i$  des Geldangebots hat sich gegenüber der monatlichen Anpassung von 0,597 auf 1,055 für Quartalsperioden auffallend erhöht. Dieses entspricht der in der Abbildung

<sup>23</sup> Hinweise auf verzerrte Schätzungen infolge möglicher Interkorrelationen der zeitlich verzögerten Geldbasisveränderungen ergeben sich nicht.



aus dem ersten Teil (S. 192)<sup>24</sup> eingezeichneten Drehung der Geldangebotskurve: Die Zinselastizität des Geldangebots wird mit zunehmender Länge der Zeitperiode größer. Ebenso läßt sich für die Elastizität  $\varepsilon_z$  des Geldangebots bezüglich des Diskontsatzes eine relativ starke Erhöhung feststellen. Dieses spricht für eine Wirkungsverteilung von Diskontsatzveränderungen über mehr als einen Monat. Für die Geldnachfrage läßt sich demgegenüber keine Zunahme der Zinselastizität ( $\eta_i$ ) beim Übergang zu Quartalsschätzungen feststellen. Sie nimmt eher etwas ab. Die Abnahme ist jedoch nicht signifikant von Null verschieden. Auf jeden Fall ist die Sollzinssatzelastizität des Geldangebots dem Betrage nach erheblich größer als die der Geldnachfrage.

## 2. Der $B^m$ -Ansatz

a) Verwendung von Monatsdaten. — Für den Multiplikatoransatz mit der monetären Basis  $B^m$  ergab sich unter den plausiblen Anpassungsverläufen eine minimale Varianz der Residualvariablen in der Geldangebotsgleichung für ein Polynom 3. Grades bei Vorgabe eines Anpassungszeitraumes von insgesamt zwölf Monaten.

Zunächst zeigt sich, daß die Sollzinselastizität  $\varepsilon_i$  des Multiplikators  $m^m$  kleiner ist als im Falle der korrigierten monetären Basis  $B'$ . Darüber hinaus ist ihre Standardabweichung auch größer, so daß sie schlechter gegen Null gesichert ist. Dieses Ergebnis entspricht unseren theoretischen Überlegungen im ersten Teil<sup>25</sup>. Da das Nettorefinanzierungsverhalten anstatt im Geldangebotsmultiplikator nunmehr in der monetären Basis  $B^m$  zum Ausdruck kommt, ist eine schwächer ausgeprägte Zinsempfindlichkeit des Multiplikators  $m^m$  zu erwarten. Dieses Ergebnis gilt in der Tendenz auch für die Diskontsatzelastizität  $\varepsilon_z$ , wie neben dem etwas kleineren Schätzwert vor allem die größere Standardabweichung zeigt.

Weiterhin stellen wir fest, daß der Schätzwert für  $1 + b_0^*$  hier mit 0,065 relativ stark gegenüber dem Wert 0,106 beim  $B'$ -Ansatz abfällt. Wegen der gleichzeitig relativ großen Standardabweichung ist dieser Unterschied allerdings nicht eindeutig. Nicht gesichert sind auch sämtliche Koeffizienten  $\tilde{b}_j$  für die folgenden Monate. Insofern besteht ein auffallender Unterschied gegenüber dem  $B'$ -Ansatz, bei dem sich (wie erwähnt) hochsignifikante Schätzwerte für  $\tilde{b}_{-3}$ ,  $\tilde{b}_{-4}$  und  $\tilde{b}_{-5}$  ergeben.

<sup>24</sup> Vgl. die Abbildung in Anhang 2.

<sup>25</sup> Vgl. im ersten Teil S. 186.

Tabelle 3

Monatliche Anpassungskoeffizienten für den B<sup>m</sup>-Ansatz

Geldangebotsbeziehung (13)		Geldnachfragebeziehung (14)
$\varepsilon_i$	= 0,490 (0,260)	$\eta_i = -0,155 (0,068)^*$
$\varepsilon_z$	= -0,109 (0,052)*	
$1 + b_0^*$	= 0,065 (0,047)	
$\tilde{b}_{-1}$	= 0,044 (0,031)	
$\tilde{b}_{-2}$	= 0,033 (0,032)	
$\tilde{b}_{-3}$	= 0,029 (0,033)	
$\tilde{b}_{-4}$	= 0,031 (0,029)	
$\tilde{b}_{-5}$	= 0,036 (0,025)	
$\tilde{b}_{-6}$	= 0,043 (0,026)	
$\tilde{b}_{-7}$	= 0,049 (0,032)	
$\tilde{b}_{-8}$	= 0,053 (0,036)	
$\tilde{b}_{-9}$	= 0,052 (0,036)	
$\tilde{b}_{-10}$	= 0,045 (0,034)	
$\tilde{b}_{-11}$	= 0,029 (0,051)	$\eta_Y = 0,766 (0,120)**$
var (u) = 0,343 · 10 <sup>-4</sup>		var (w) = 0,165 · 10 <sup>-4</sup>
DW = 1,736 <sup>++</sup>		

b) Verwendung von Quartalsdaten. — Die Kontrollschätzungen mit Quartalsdaten ergaben bei der Berücksichtigung des laufenden und der beiden unmittelbar verzögerten Quartale die kleinste Varianz der Residualvariablen. Dabei ist wieder — wie schon bei der korrigierten Basis — eine Erhöhung der Sollzinselastizität des Multiplikators festzustellen, die jedoch nicht besser gegen Null gesichert erscheint als bei Monatswerten. Die Diskontsatzelastizität fällt ebenfalls größer aus. Der mit dem Almon-Lag-Verfahren ermittelte monatliche Anpassungsverlauf wird ungefähr durch die Quartalsschätzung bestätigt. Der relativ sicherste Wert ist derjenige für das laufende Quartal, was hauptsächlich durch den anfangs vorhandenen Monetisierungseffekt zu erklären sein dürfte.

*Tabelle 4*  
**Quartals-Anpassungskoeffizienten für den B<sup>m</sup>-Ansatz**

Geldangebotsbeziehung (13)	Geldnachfragebeziehung (14)
$\varepsilon_i = 0,810 \quad (0,430)$	$\eta_i = -0,146 \quad (0,040)$
$\varepsilon_z = -0,307 \quad (0,150)$	
$1 + \tilde{b}_0^* = 0,270 \quad (0,130)$	
$\tilde{b}_{-1} = 0,065 \quad (0,140)$	
$\tilde{b}_{-2} = 0,176 \quad (0,150)$	
	$\eta_Y = 0,833 \quad (0,077)$
$\text{var}(w) = 1,253 \cdot 10^{-4}$	$\text{var}(w) = 0,187 \cdot 10^{-4}$
$\text{DW} = 1,439^+$	

### 3. Der B<sup>e</sup>-Ansatz

a) Verwendung von Monatsdaten. — Für den Multiplikatoransatz mit der erweiterten (monetären) Basis B<sup>e</sup> ergab sich unter den plausiblen Anpassungsverläufen eine minimale Varianz der Residualvariablen in der Geldangebotsgleichung für ein Polynom 3. Grades bei Vorgabe eines Anpassungszeitraumes von insgesamt zwölf Monaten.

Wie sich aus unseren theoretischen Überlegungen im ersten Teil<sup>26</sup> ergeben hat, ist eine geringere Zinsempfindlichkeit des Multiplikators  $m^e$  im Vergleich zum Multiplikator  $m^m$  zu erwarten. Dieses kommt in der Tendenz in den folgenden (wenn auch nicht mehr gesicherten) Schätzwerten für  $\varepsilon_i$  und  $\varepsilon_z$  zum Ausdruck; denn sie sind kleiner als beim B<sup>m</sup>-Ansatz. Dieses Ergebnis spricht für die im theoretischen Teil abgeleitete stabilisierende Eigenschaft des Geldmengeneffekts im Multiplikator  $m^e$ <sup>27</sup>. Weiterhin zeigt sich, daß alle Anpassungskoeffizienten  $\tilde{b}_j$  (für  $j = -1, \dots, -11$ ) beim B<sup>e</sup>-Ansatz höhere Schätzwerte und kleinere Standardabweichungen aufweisen als in der jeweiligen Periode bei den beiden anderen Ansätzen. Der Grund hierfür dürfte wohl in der weitgehenden Abschirmung des Multiplikators  $m^e$  gegenüber Zinseinflüssen sowie gegenüber Einflüssen der Mindestreservpolitik und deren Berücksichtigung in der Basis B<sup>e</sup> zu suchen sein<sup>28</sup>.

<sup>26</sup> Vgl. im ersten Teil S. 190.

<sup>27</sup> Vgl. im ersten Teil S. 190.

<sup>28</sup> Vgl. im ersten Teil S. 188 ff.

Tabelle 5

Monatliche Anpassungskoeffizienten für den B<sup>e</sup>-Ansatz

Geldangebotsbeziehung (13)		Geldnachfragebeziehung (14)	
$\varepsilon_i$	= 0,239 (0,150)	$\eta_i$	= - 0,188 (0,066)**
$\varepsilon_z$	= - 0,057 (0,031)		
$1 + b_0^*$	= 0,076 (0,036)*		
$\tilde{b}_{-1}$	= 0,079 (0,026)**		
$\tilde{b}_{-2}$	= 0,083 (0,027)**		
$\tilde{b}_{-3}$	= 0,086 (0,028)**		
$\tilde{b}_{-4}$	= 0,089 (0,025)**		
$\tilde{b}_{-5}$	= 0,091 (0,022)**		
$\tilde{b}_{-6}$	= 0,091 (0,022)**		
$\tilde{b}_{-7}$	= 0,088 (0,025)**		
$\tilde{b}_{-8}$	= 0,083 (0,027)**		
$\tilde{b}_{-9}$	= 0,073 (0,027)**		
$\tilde{b}_{-10}$	= 0,060 (0,027)*		
$\tilde{b}_{-11}$	= 0,041 (0,040)		
		$\eta_Y$	= 0,792 (0,120)**
var (w) = 0,191 · 10 <sup>-4</sup>		var (w) = 0,168 · 10 <sup>-4</sup>	
DW = 1,846 <sup>++</sup>			

b) Verwendung von Quartalsdaten. — Die Kontrollschätzungen mit Quartalsdaten ergaben bei der Berücksichtigung des laufenden und der drei unmittelbar verzögerten Quartale die kleinste Varianz der Residualvariablen. Wie bei den beiden anderen Basisgrößen zeigt sich auch hier eine merkliche Erhöhung der Zinselastizitäten  $\varepsilon_i$  und  $\varepsilon_z$  des Multiplikators. Der monatliche Anpassungsverlauf wird durch die Quartalschätzungen ungefähr bestätigt. Im einzelnen ergaben sich die Werte in Tabelle 6. Die Quartalswerte für  $1 + b_0^*$ ,  $\tilde{b}_{-1}$ ,  $\tilde{b}_{-2}$ ,  $\tilde{b}_{-3}$  fallen im Vergleich zum B<sup>m</sup>-Ansatz auch hier im ganzen gesehen höher aus. Dieses entspricht grob dem Resultat bei den Monatsschätzungen.



Tabelle 6

Quartals-Anpassungskoeffizienten für den B<sup>e</sup>-Ansatz

Geldangebotsbeziehung (13)		Geldnachfragebeziehung (14)	
$\varepsilon_i$	= 0,450 (0,230)	$\eta_i$	= - 0,165 (0,039)
$\varepsilon_z$	= - 0,160 (0,080)		
$1 + \tilde{b}_0^*$	= 0,220 (0,079)		
$\tilde{b}_{-1}$	= 0,202 (0,092)		
$\tilde{b}_{-2}$	= 0,405 (0,098)		
$\tilde{b}_{-3}$	= 0,144 (0,094)		
		$\eta_Y$	= 0,861 (0,077)
var (u) = 0,419 · 10 <sup>-4</sup>		var (w) = 0,185 · 10 <sup>-4</sup>	
DW = 1,195 <sup>+</sup>			

## IV. Ergebnisse der reduzierten Form des Zwei-Gleichungs-Modells

Die im vorangegangenen Abschnitt dargestellten Schätzungen der Koeffizienten  $\tilde{b}_j$  ergaben erste Hinweise für die Zeitprofile von Anpassungsvorgängen im Rahmen des Geldangebotsprozesses. Hinsichtlich des im ersten Teil angeschnittenen Problems der Geldmengenkontrolle ist jedoch insbesondere ein Zeitprofil von Interesse, welches sich auf die durch Geldangebot und Geldnachfrage gemeinsam bestimmte Entwicklung der Geldmenge  $M_1$  im kurzfristigen Gleichgewicht<sup>29</sup> bezieht. Deshalb haben wir auch die reduzierte (also nach den Variablen  $M_1$  und  $i$  aufgelöste) Form des Zwei-Gleichungs-Modells für monatliche Veränderungen geschätzt. Dabei ist der für alle drei Basisgrößen bereits ermittelte gesamte Anpassungszeitraum von zwölf Monaten zugrunde gelegt. Auf der Grundlage des Kriteriums der kleinsten Varianz der Residualvariablen haben wir dann mit Hilfe des Almon-Lag-Verfahrens durch Variation der plausiblen Polynomgrade die in dem folgenden Schaubild dargestellten Zeitprofile ermittelt. Die Schätzwerte für die Anpassungskoeffizienten sind zusammen mit denjenigen für die Koeffizienten des Volkseinkommens und des Diskontsatzes der folgenden Tabelle 7 zu entnehmen.

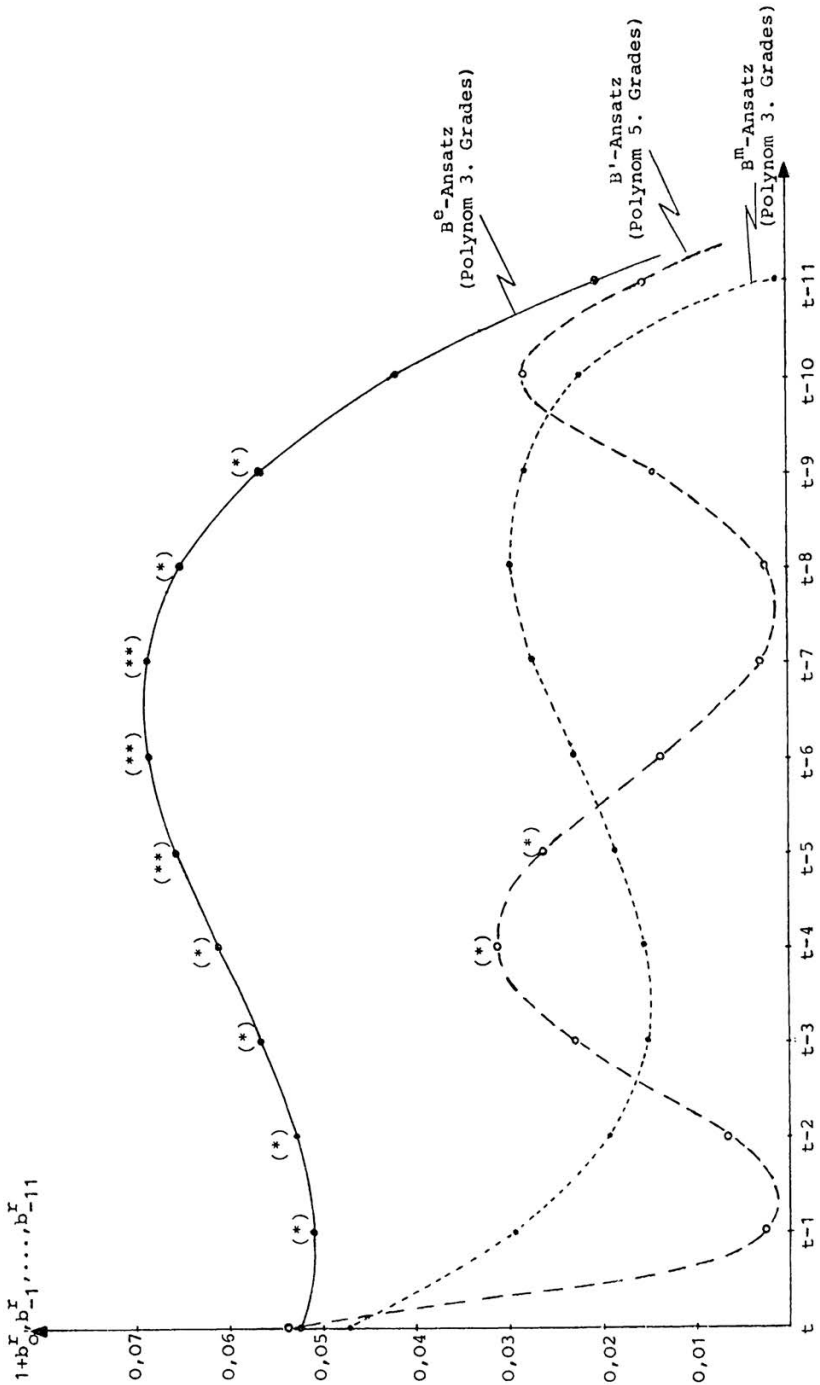
<sup>29</sup> In der Abbildung (s. Anhang 2) sind dementsprechende kurzfristige Gleichgewichtspunkte z. B. die Punkte B und C.

Tabelle 7

Monatliche Anpassungskoeffizienten bezüglich der Geldmenge  $M_t$ 

Koeffizienten der reduzierten Form (r)	B'-Ansatz (mit einem Polynom 5. Grades)	Bm-Ansatz (mit einem Polynom 3. Grades)	Be-Ansatz (mit einem Polynom 3. Grades)
$\epsilon_Z^r$	- 0,017 (0,013)	- 0,022 (0,013)	- 0,017 (0,013)
$1 + b_0^r$	0,054 (0,023)*	0,047 (0,034)	0,053 (0,035)
$b_{-1}^r$	0,003 (0,018)	0,030 (0,023)	0,051 (0,026)*
$b_{-2}^r$	0,007 (0,015)	0,019 (0,023)	0,053 (0,026)*
$b_{-3}^r$	0,023 (0,014)	0,015 (0,024)	0,057 (0,026)*
$b_{-4}^r$	0,031 (0,014)*	0,015 (0,021)	0,061 (0,024)*
$b_{-5}^r$	0,026 (0,013)*	0,019 (0,019)	0,066 (0,023)**
$b_{-6}^r$	0,014 (0,013)	0,023 (0,021)	0,068 (0,023)**
$b_{-7}^r$	0,003 (0,015)	0,027 (0,024)	0,069 (0,026)**
$b_{-8}^r$	0,002 (0,015)	0,030 (0,027)	0,065 (0,028)*
$b_{-9}^r$	0,014 (0,016)	0,028 (0,027)	0,057 (0,027)*
$b_{-10}^r$	0,028 (0,019)	0,022 (0,025)	0,042 (0,027)
$b_{-11}^r$	0,015 (0,025)	0,009 (0,035)	0,020 (0,037)
$1 + \sum_{j=0}^{-11} b_j^r$	0,220 (0,079)**	0,284 (0,140)*	0,662 (0,196)**
$\eta_F^r$	0,524 (0,120)**	0,435 (0,160)**	0,291 (0,160)
DW	2,333 +	2,252 + +	2,359 +
Varianz der Residuen	$0,155 \cdot 10^{-4}$	$0,166 \cdot 10^{-4}$	$0,153 \cdot 10^{-4}$

In ihrem Verlauf entsprechen die Zeitprofile im wesentlichen denjenigen, die wir schon bei der Schätzung der Geldangebotsfunktion erhalten haben. Ein charakteristischer Unterschied liegt darin, daß der Anpassungskoeffizient  $1 + b_0^r$  in der reduzierten Form bei allen drei Basisgrößen einen kleineren Wert hat als der Koeffizient  $1 + b_0^*$  in der



Geldangebotsfunktion. Dieses Ergebnis beruht auf der positiven Sollzinssatzelastizität des Geldangebotsmultiplikators. Je größer diese bei alternativen Basisgrößen ist, desto mehr verringert sich der Wert des Anpassungskoeffizienten in der reduzierten Form für die Geldmenge bei gegebener Geldnachfragefunktion. Die Verringerung der Schätzwerte bestätigt insofern die ermittelten positiven Sollzinssatzelastizitäten der Geldangebotsmultiplikatoren. Noch deutlicher spiegeln sich die positiven und unterschiedlich großen Sollzinssatzelastizitäten in den Schätzwerten für  $\eta_Y$  wider. Je stärker der Geldangebotsmultiplikator auf Sollzinssatzänderungen reagiert, desto eher werden Geldmengenänderungen auch durch Geldnachfrageverschiebungen, ausgelöst durch Schwankungen des Volkseinkommens, verursacht. Beim  $B'$ -Ansatz ist diese Wirkung am stärksten ausgeprägt, beim  $B^e$ -Ansatz am geringsten, denn dort ist  $\eta_Y^r$  am kleinsten und darüber hinaus nicht einmal signifikant von Null verschieden. Dieses korrespondiert damit, daß der  $m^e$ -Multiplikator am zinsunempfindlichsten reagiert. Schätzt man anstelle der Geldmengenentwicklung die Zinsentwicklung während des Anpassungsprozesses anhand der reduzierten Form, so ergeben sich entsprechend die umgekehrten Resultate — wie auch theoretisch zu erwarten ist.

Die Koeffizienten  $b_{-1}^r, \dots, b_{-11}^r$  messen bei unverändertem Diskontsatz und unverändertem Volkseinkommen die Saldoeffekte auf das Geldangebot, die aus dem gegenläufigen Zusammenwirken des jeweiligen verzögerten Geldbasiseffektes und des jeweiligen Zinseffektes resultieren<sup>30</sup>. Wir wollen die entsprechenden Ergebnisse im folgenden noch etwas differenzierter betrachten.

a) Zum Zeitprofil des  $B'$ -Ansatzes. — Der im laufenden (ersten) Monat eintretende Effekt auf die Geldmenge resultiert aus dem gegenläufigen Zusammenwirken des Monetisierungseffektes und einer schwach beginnenden Ausweitung des Kreditangebots einerseits und dem Zinseffekt andererseits. Der Gesamtwirkung entspricht in der Tabelle der signifikante Schätzwert für  $1 + b_0^r$  und in der Abbildung im Anhang 2 die Bewegung von  $P_0$  über  $A$  und  $\bar{A}$  nach  $B$  (gemessen an der Geldmengenachse). Nach dem recht deutlichen Effekt im laufenden Monat zeigt sich in den beiden folgenden Monaten des Anpassungsprozesses kaum eine Wirkung auf die Geldmenge, wie die sehr kleinen nicht signifikanten Schätzwerte für  $b_{-1}^r$  und  $b_{-2}^r$  bestätigen. Dieses entspricht unserer Vermutung, daß die Geschäftsbanken ihre durch eine anfängliche Basiserhö-

<sup>30</sup> Vgl. hierzu unsere Ausführungen auf S. 321.



hung angestiegenen Liquiditätsreserven erst allmählich zu einer Ausweitung ihrer Kreditgewährung einsetzen. Hieraus resultiert eine kleine Erhöhung des Multiplikators<sup>31</sup>, die zu einem zunächst noch recht schwachen positiven Geldmengeneffekt führt. In den folgenden Monaten paßt sich das Geldangebot via verstärkter Kreditgewährung dann zunehmend an die Basisveränderung an und damit bei gegebener Geldnachfrage auch die Geldmenge. Die stärksten Anpassungsreaktionen sind nach vier bis fünf Monaten festzustellen, wie die signifikanten Schätzwerte für  $b_{-4}^r$  und  $b_{-5}^r$  zeigen. Danach schwächt sich der Anpassungsprozeß ab. Die Standardabweichungen der Koeffizienten nehmen zu, so daß über diese letzte Phase keine verlässlichen Aussagen mehr zu treffen sind. Die entsprechenden Koeffizienten sind alle nicht gegen Null gesichert, haben jedoch ein positives Vorzeichen. Insgesamt erweist sich die Anpassung der Geldmenge an die Basisänderung — ausgedrückt durch die Summe aller Anpassungskoeffizienten — als hochsignifikant, wie aus der Tabelle hervorgeht.

b) Zum Zeitprofil des  $B^m$ -Ansatzes. — Wie sich schon bei der Schätzung der Geldangebotsfunktion ergab, so stellt sich auch hier abweichend vom  $B'$ -Ansatz heraus, daß sämtliche Anpassungskoeffizienten einzeln nicht gegen Null gesichert sind. Die gesamte Anpassung der Geldmenge an die Basisänderung ist allerdings signifikant. Die zeitliche Verteilung der Koeffizienten läßt ferner einen auffallenden Unterschied bezüglich des Zeitprofils des Geldangebotsprozesses gegenüber dem  $B'$ -Ansatz erkennen, welcher auf Grund der theoretischen Überlegungen<sup>32</sup> auch zu vermuten war. Denn die sich im Zuge der Kreditgewährung erhöhende Refinanzierung der Geschäftsbanken wirkt sich im Rahmen des  $B^m$ -Ansatzes in der Basis aus, während sie im Rahmen des  $B'$ -Ansatzes in einer Folge zeitlich verzögerter Änderungen des Geldangebotsmultiplikators zum Ausdruck kommt. Vermutlich ist dieses der Grund dafür, daß sich beim  $B^m$ -Ansatz auch die (positiven) Schätzwerte für die Koeffizienten  $b_{-4}^r$  und  $b_{-5}^r$  gegenüber dem  $B'$ -Ansatz als relativ klein und ungesichert erweisen.

c) Zum Zeitprofil des  $B^e$ -Ansatzes. — Die schon bei der Schätzung der Geldangebotsgleichung aufgefallene charakteristische Eigenschaft, daß nahezu alle Anpassungskoeffizienten beim  $B^e$ -Ansatz höhere Schätzwerte und kleinere Standardabweichungen als bei den beiden anderen

<sup>31</sup> Vgl. im ersten Teil S. 193.

<sup>32</sup> Vgl. im ersten Teil S. 194 f.

Ansätzen aufweisen, trifft auch hier zu. Dieses Ergebnis wird wohl darauf zurückzuführen sein, daß die Anpassung des Geldangebotsmultiplikators  $m^e$  während des gesamten Multiplikatorprozesses weniger durch Variationen des Mindestreservesatzes berührt wird als bei den Multiplikatoren  $m^m$  und  $m'$ <sup>33</sup>. Demzufolge ist der über den Multiplikator wirkende Einfluß der Basis auf die Geldmengenentwicklung im Rahmen des  $B^e$ -Ansatzes insgesamt stärker ausgeprägt als bei den beiden anderen Ansätzen. Dieses kommt in den insgesamt größeren Koeffizienten  $b_j^r$  zum Ausdruck und deckt sich mit der Tatsache, daß während unseres — weitgehend durch feste Wechselkurse gekennzeichneten — Untersuchungszeitraumes häufiger starke Mindestreservesatzveränderungen vorgenommen worden sind, zum Beispiel in Phasen starker Devisenbewegungen.

## V. Abschließende Bemerkungen

Bezüglich des Problems der Geldmengenkontrolle durch die Zentralbank sind nach den vorangegangenen Untersuchungsergebnissen die drei Basisgrößen unterschiedlich zu beurteilen. Zunächst zeigen die Schätzergebnisse der reduzierten Form, daß die Varianz der Residuen beim  $B^e$ -Ansatz am kleinsten und beim  $B^m$ -Ansatz am größten ist<sup>34</sup>, so daß die Geldmengenentwicklung in der Tendenz<sup>35</sup> statistisch am ehesten durch den  $B^e$ -Ansatz und am wenigsten durch den  $B^m$ -Ansatz zu erklären ist, während der  $B'$ -Ansatz in dieser Hinsicht eine Mittelposition einnimmt. Ferner zeigt sich, daß der Einfluß der Geldnachfrage auf die Geldmengenentwicklung am stärksten ausgeprägt ist, wenn  $B'$ , und am schwächsten ausgeprägt ist, wenn  $B^e$  als exogen kontrolliert betrachtet wird. Wie bereits ausgeführt, beruht dieses auf der unterschiedlichen Zinsempfindlichkeit der Multiplikatoren. Hiermit korrespondiert auch das Resultat, daß die Summe der (in Tabelle 7 angegebenen) Anpassungskoeffizienten  $1 + b_0^r, b_{-1}^r, \dots, b_{-11}^r$  bei allen drei Basisgrößen verschiedene Werte ergibt, und zwar den niedrigsten beim  $B'$ -Ansatz und den höchsten beim  $B^e$ -Ansatz. Bei allen drei Ansätzen zeigt sich, daß die Summe den Wert Eins nicht erreicht. Dieser Wert wäre auch nur bei völlig exogener Basis und vollkommen zinsunelastischem Multiplikator zu

<sup>33</sup> Vgl. im ersten Teil S. 189.

<sup>34</sup> Diese Relation ergibt sich auch schon anhand der Varianzen der Geldangebotsgleichung.

<sup>35</sup> Vgl. hier jedoch Fußnote 2 auf S. 318 zum Problem der Vernachlässigung gewisser erklärender Variablen.

erwarten. Allein schon wegen des über den Multiplikator wirksam werdenden Zinseffekts tritt auf jeden Fall eine gewisse Absorption der Basisveränderung im Hinblick auf die Geldmengenveränderung ein. Dieses bedeutet konkret, daß z. B. aus einer Erhöhung der Basis um 8 v. H. kurzfristig (d. h. ohne Berücksichtigung von Rückwirkungen aus dem güterwirtschaftlichen Bereich) ein Anstieg der Geldmenge resultiert, der geringer ausfällt als 8 v. H. Die Abweichung ist bei der erweiterten Basis  $B^e$  am geringsten, weil hier der Summenkoeffizient mit 0,662 den höchsten Wert hat und bei Vorgabe einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 2,5 % auch nicht signifikant kleiner als Eins ist, während sich bei den beiden anderen Basisgrößen zeigt, daß in jedem Fall ein signifikanter Absorptionseffekt vorhanden ist. Er ist beim  $B'$ -Ansatz nicht signifikant verschieden von dem des  $B^m$ -Ansatzes.

Der auf der Zinsabhängigkeit des Multiplikators beruhende Absorptionseffekt, der innerhalb eines Jahres während des Anpassungsprozesses auftritt, widerspricht u. E. nicht der längerfristig zu beobachtenden relativen Konstanz bestimmter Geldangebotsmultiplikatoren, z. B. des Geldangebotsmultiplikators  $m^e$ , da auf längere Sicht Rückwirkungen aus dem realen Bereich, wie z. B. über eine induzierte Einkommensveränderung, einen entgegengerichteten Zinseffekt bewirken. Dieses wirkt dem hier festgestellten Absorptionseffekt entgegen und könnte ihn deshalb längerfristig kompensieren.

Auf Grund unserer Untersuchungsergebnisse gelangen wir zu der Schlußfolgerung, daß die erweiterte monetäre Basis  $B^e$  unter dem Aspekt der Geldmengenkontrolle als Zwischenziel am ehesten geeignet sein dürfte, während die monetäre Basis  $B^m$  hierfür am wenigsten geeignet erscheint und die korrigierte Basis  $B'$  in dieser Hinsicht eine Mittelposition zwischen  $B^e$  und  $B^m$  einnimmt. Hierbei ist jedoch zu beachten, daß die Anpassung der Geldmenge an Änderungen von  $B^e$  zum größten Teil nach etwa drei Quartalen abgeschlossen ist, an Änderungen von  $B'$  dagegen früher. Deshalb läßt sich abschließend nicht eindeutig beurteilen, ob der Vorteil der relativ großen Immunität des  $B^e$ -Konzepts gegenüber dem Zinseffekt und damit gegenüber dem via Zinssatz wirkenden Einkommenseffekt im Vergleich mit dem  $B'$ -Konzept den Nachteil des längeren Vorlaufs hinsichtlich der Geldmengenentwicklung überwiegt. Denkbar wäre es auch, daß der Zinseffekt beim  $B'$ -Konzept — zumindest auf kurze Sicht — relativ gut prognostizierbar sein könnte und damit die Nachteile dieses Konzepts nicht notwendig bestehen bleiben müßten.



## Anhang 1

### Zur Herleitung der Schätzgleichung für die Geldangebotsfunktion

Analog zu den Anpassungen des Geldangebots an die Basisänderung in der Ausgangsperiode unterstellen wir, daß für die logarithmische Veränderung des Sollzinssatzes, soweit sie auf die logarithmische Veränderung der Geldbasis zurückzuführen ist, in jeder Periode die lineare Beziehung

$$(A1) \quad \log i_j - \log i_{j-1} = v_{j-1} \cdot (\log B_1 - \log B_0) \quad \text{für } j = 1, \dots, n + 1$$

mit gewissen Konstanten  $v_{j-1} \leq 0$  gilt.

Wir gehen nun von der Annahme

$$B_0 \neq B_1 \neq \dots \neq B_{n+1}$$

aus und betrachten zunächst die Anpassungseffekte von der Periode  $(n + 1, n)$  aus, die wir als jüngste Periode auffassen. Dann ergibt sich aus (A1):

$$(A2) \quad \log i_{n+1} - \log i_n = v_0 \cdot (\log B_{n+1} - \log B_n) \\ + \sum_{j=1}^n v_{n+1-j} \cdot (\log B_j - \log B_{j-1}) .$$

Die logarithmische Veränderung des Multiplikators in der laufenden Periode  $(n + 1, n)$  kann als Summe folgender Teiländerungen geschrieben werden:

$$(A3) \quad \log m_{n+1} - \log m_n = b_0 \cdot (\log B_{n+1} - \log B_n) \\ + \sum_{j=1}^n b_{n+1-j} \cdot (\log B_j - \log B_{j-1}) \\ + \varepsilon_z \cdot (\log z_{n+1} - \log z_n) .$$

Wenn wir von der Reaktion des Multiplikators auf die laufende Basisänderung  $(\log B_{n+1} - \log B_n)$  — gemessen durch  $b_0$  — die laufende Sollzinssatzänderung abspalten, dann ergibt sich aus (A3):

$$(A4) \quad \log m_{n+1} - \log m_n = (\varepsilon_i \cdot v_0 + b_0^*) \cdot (\log B_{n+1} - \log B_n) \\ + \varepsilon_z \cdot (\log z_{n+1} - \log z_n) . \\ + \sum_{j=1}^n b_{n+1-j} \cdot (\log B_j - \log B_{j-1})$$

bzw. unter Berücksichtigung von (A2):



$$\begin{aligned} \log m_{n+1} - \log m_n &= \varepsilon_i \left[ (\log i_{n+1} - \log i_n) - \sum_{j=1}^n v_{n+1-j} \cdot (\log B_j - \log B_{j-1}) \right] \\ &+ b_0^* \cdot (\log B_{n+1} - \log B_n) \\ &+ \varepsilon_z \cdot (\log z_{n+1} - \log z_n) \\ &+ \sum_{j=1}^n b_{n+1-j} \cdot (\log B_j - \log B_{j-1}) \end{aligned}$$

bzw.

$$\begin{aligned} \text{(A5)} \quad \log m_{n+1} - \log m_n &= \varepsilon_i \cdot (\log i_{n+1} - \log i_n) + \varepsilon_z \cdot (\log z_{n+1} - \log z_n) \\ &+ b_0^* \cdot (\log B_{n+1} - \log B_n) \\ &+ \sum_{j=1}^n (b_{n+1-j} - \varepsilon_i \cdot v_{n+1-j}) \cdot (\log B_j - \log B_{j-1}) \end{aligned}$$

Wenn wir nun in Gleichung (A5) eine Indexverschiebung um  $n + 1$  vornehmen, dann ergibt sich

$$\begin{aligned} \text{(A6)} \quad \log m_0 - \log m_{-1} &= \varepsilon_i \cdot (\log i_0 - \log i_{-1}) + \varepsilon_z \cdot (\log z_0 - \log z_{-1}) \\ &+ b_0^* \cdot (\log B_0 - \log B_{-1}) \\ &+ \sum_{j=-n}^{-1} (b_{-j} - \varepsilon_i \cdot v_{-j}) \cdot (\log B_j - \log B_{j-1}) . \end{aligned}$$

Wir setzen zur Vereinfachung der Schreibweise

$$\text{(A7)} \quad \tilde{b}_j = b_{-j} - \varepsilon_i \cdot v_{-j} \text{ f\"ur } j = -n, \dots, -1 .$$

Wegen

$$\varepsilon_i \geq 0 \text{ und } v_{-j} \leq 0$$

folgt aus (A7)

$$\text{(A8)} \quad \tilde{b}_j \geq b_{-j} \text{ f\"ur } j = -n, \dots, -1 .$$

Ferner gilt

$$\text{(A9)} \quad \log M_0^a - \log M_{-1}^a = (\log m_0 - \log m_{-1}) + (\log B_0 - \log B_{-1}) .$$

Wird (A6) zusammen mit (A7) berücksichtigt, dann kann für (A9) auch geschrieben werden:

$$\begin{aligned} \text{(A10)} \quad \log M_0^a - \log M_{-1}^a &= \varepsilon_i \cdot (\log i_0 - \log i_{-1}) + \varepsilon_z \cdot (\log z_0 - \log z_{-1}) \\ &+ (1 + b_0^*) \cdot (\log B_0 - \log B_{-1}) \\ &+ \sum_{j=-n}^{-1} \tilde{b}_j \cdot (\log B_j - \log B_{j-1}) . \end{aligned}$$

Durch Einführung des Zeitindex  $t$  in Gleichung (A10) und nach Umordnung der Summanden ergibt sich schließlich die für die ökonometrische Schätzung verwendete Schätzgleichung

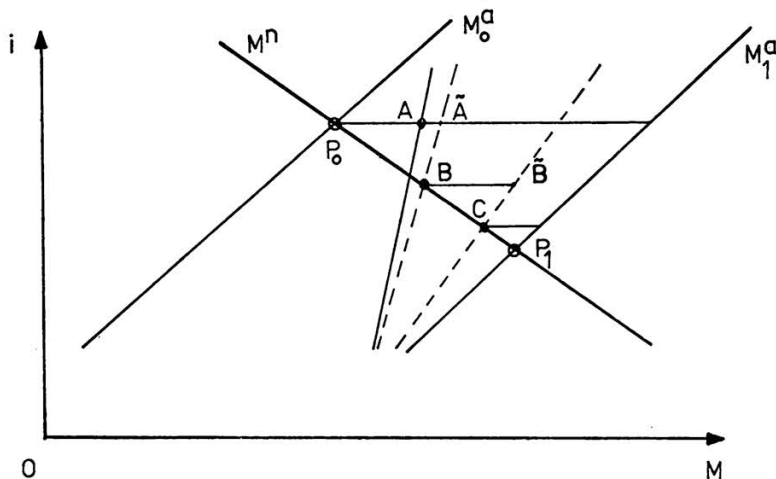
$$\begin{aligned}
 (13) \quad \log M_t^a - \log M_{t-1}^a &= \varepsilon_i \cdot (\log i_t - \log i_{t-1}) \\
 &+ \varepsilon_z \cdot (\log z_t - \log z_{t-1}) \\
 &+ (1 + b_0^*) \cdot (\log B_t - \log B_{t-1}) \\
 &+ \sum_{j=-1}^{-n} \tilde{b}_j \cdot (\log B_{t+j} - \log B_{t+j-1}) \\
 &+ u_t \\
 &\text{mit } t = n, \dots, T.
 \end{aligned}$$

Hierbei bezeichnet  $T$  die Länge der Zeitreihen und  $u_t$  eine latente Residualvariable.

## Anhang 2

### Zur Anpassung der Geldmenge an eine Erhöhung der korrigierten Basis ( $B'$ )

Wie im ersten Teil<sup>36</sup> im einzelnen beschrieben, ergibt sich als Folge einer Erhöhung der korrigierten Basis ( $B'$ ) eine Ausweitung der Geldmenge von  $P_0$  über  $A, B, C$  nach  $P_1$ .



<sup>36</sup> Vgl. im ersten Teil S. 191 ff.

### Anhang 3

Der Untersuchungszeitraum reicht von Januar 1965 bis Januar 1973. Die neuere und neueste Bundesbankpolitik und auch die damit veränderten sonstigen ökonomischen Bedingungen — speziell hinsichtlich des Wechselkurssystems — wurden infolgedessen nicht berücksichtigt. Das Zahlenmaterial haben wir den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank und den von ihr herausgegebenen Statistischen Beiheften entnommen. Die Monatsdaten für  $Y$  wurden aus Quartalsdaten interpoliert. Zur Ermittlung der erweiterten Basis  $B^e$  waren die freigesetzten Mindestreserven (liberated reserves) zu berechnen, wobei als relevanter Ausgangszeitpunkt der Januar 1965 gewählt und zur Berechnung der durchschnittliche Mindestreservesatz sowie die gesamten reservepflichtigen Verbindlichkeiten verwendet wurden. Die Werte für den Sollzinssatz haben wir als gewichtetes Mittel aus den Tabellen über die Verteilung der Zinssätze für Kontokorrentkredite unter 1 Mio. DM ermittelt und zwischen den angegebenen Zeitperioden interpoliert. Die Zeitreihen für die Geldmenge  $M_1$ , die monetäre Basis  $B^m$ , die korrigierte (bereinigte) Basis  $B'$  und das nominale Bruttosozialprodukt  $Y$  wurden anschließend nach einer Standardvariante des auch von der Deutschen Bundesbank verwendeten Verfahrens „The X-11 Variant of the Census Method II — Seasonal Adjustment Program“ für Monatsdaten von Saisoneinflüssen bereinigt. Die erweiterte Basis  $B^e$  wurde mit Hilfe der freigesetzten Mindestreserven aus der saisonbereinigten Zeitreihe für  $B^m$  berechnet. Alle für die Kontrollrechnungen benötigten Quartalswerte wurden — außer bei  $Y$  — als Durchschnitte der Monatswerte ermittelt.

Die Berechnungen der vorliegenden Untersuchung haben wir auf der Rechenanlage UNIVAC 1108 der Gesellschaft für wissenschaftliche Datenverarbeitung, Göttingen, durchgeführt.

### Zusammenfassung

#### Geldbasiskonzepte und Geldmenge (II)

Im Mittelpunkt des zweiten Teils\* unserer Untersuchungen stand die ökonomische Überprüfung der Hypothesen, zu denen wir auf Grund der theoretischen Zusammenhänge im ersten Teil gelangt waren. Verwendet wurde ein Zwei-Gleichungs-Modell, wobei Monats- und Quartalsdaten für die Bundesrepublik von Januar 1965 bis Januar 1973 benutzt wurden. Abgesehen davon, daß sich — gleichsam als Nebenprodukt — plausible Werte für die Einkommens- und Zinselastizität der Geldnachfrage ergaben, konnten wir einige wesentliche theoretische Unterschiede für alternative Geldangebotsfunktionen aufzeigen, je nachdem, ob das Konzept der monetären Basis ( $B^m$ ), der bereinigten

---

\* Teil I des Aufsatzes ist im laufenden Jahrgang, Seiten 177 - 200, erschienen.

Basis ( $B'$ ) oder der erweiterten Basis ( $B^e$ ) als exogen bestimmt angesehen wird. So konnten wir zeigen, daß die Geldangebotsmultiplikatoren beim  $B^e$ -Ansatz relativ unempfindlich und beim  $B'$ -Ansatz relativ empfindlich auf Änderungen des Sollzinssatzes und des Diskontsatzes reagieren. Hiermit ist auch z. T. das Ergebnis zu erklären, daß Änderungen von  $B^e$  vergleichsweise stark auf die Geldmengenentwicklung einwirken und hierauf einen dominierenden Einfluß ausüben. Dagegen fanden wir beim  $B'$ - und  $B^m$ -Ansatz einen starken über den Zinssatz wirkenden Absorptionseffekt, der bewirkt, daß die Änderungsrate der Geldmenge nach Ablauf des Anpassungsprozesses signifikant kleiner bleibt als die Änderungsrate der Geldbasis. Insofern überrascht es auch nicht, daß der über die Geldnachfrage wirksame Einfluß der Einkommensentwicklung im Rahmen des  $B'$ - und  $B^m$ -Ansatzes wesentlich stärker auf die Geldmengenentwicklung durchschlägt als in dem Fall, wo  $B^e$  als exogen kontrollierte Größe angesehen wird. Schließlich ergab sich auf Grund der Schätzungen, daß die Anpassungsprozesse bei allen drei Basiskonzepten im Durchschnitt nach etwa 12 Monaten abgeschlossen sind, in ihrem Verlauf aber unterschiedliche Zeitprofile aufweisen. Während die Hauptwirkung einer Änderung der erweiterten Basis  $B^e$  innerhalb eines Dreivierteljahres liegt, ist sie bei der bereinigten Basis  $B'$  früher abgeschlossen. Beim  $B'$ -Ansatz läßt sich dabei ein anfänglicher Monetisierungseffekt deutlich von einem zeitlich nachgelagerten Kreditgewährungseffekt unterscheiden.

## Summary

### Monetary Base Concepts and the Quantity of Money (II)

The second part of our studies\* centred around the econometric testing of the hypotheses arrived at in the first part on the basis of the theoretical relationships. We worked with a two-equation model, using monthly and quarterly data for the Federal Republic of Germany from January 1965 to January 1973. Apart from the fact that plausible values were obtained for the income and interest elasticity of the demand for money — as a by-product, so to speak — we were able to demonstrate some important theoretical differences for alternative money supply functions, depending on whether the concept of the monetary base ( $B^m$ ), the adjusted base ( $B'$ ) or the extended base ( $B^e$ ) is regarded as exogenously determined. For example, we were able to show that the money supply multipliers respond to changes in the loan rate and bank rate relatively insensitively when  $B^e$  is used and relatively sensitively when  $B'$  is used. This also partly explains the fact that changes in  $B^e$  have a comparatively marked effect on the trend of the quantity of money and exert a dominating influence on it. When applying  $B'$  and  $B^m$ , on the other hand, we found a strong absorption effect acting via the interest rate and resulting

\* Part I of the article appeared on p. 177 et seq.



in the rate of change in the quantity of money remaining significantly smaller than the rate of change in the monetary base after conclusion of the adaption process. Hence it is also not surprising that the influence of the income trend via the demand for money has a substantially greater effect on the trend of the quantity of money when using  $B'$  and  $B^m$  than when  $B^e$  is taken as the exogenously controlled magnitude. Lastly, on the basis of the estimates, it proved that for all three monetary base concepts the adjustment processes were completed on average after about 12 months, but exhibited different time profiles. While the main effect of a change in the extended base  $B^e$  is exerted within nine months, that of the adjusted base  $B'$  is concluded earlier. In the case of  $B'$ , an initial monetarization effect can be distinguished clearly from an ensuing credit-granting effect.

## Résumé

### Concepts de base monétaire et volume monétaire (II)

Au centre de la deuxième partie\* de la recherche se trouve le test économétrique des hypothèses définies dans la première partie sur base des rapports théoriques. L'on s'est servi d'un modèle à deux équations auquel furent appliquées des données mensuelles et trimestrielles pour la République fédérale d'Allemagne pour la période janvier 1965 à janvier 1973. Indépendamment de l'obtention — en quelque sorte comme produit secondaire — de valeurs plausibles pour l'élasticité des revenus et des taux d'intérêt de la demande monétaire, l'on a pu établir quelques différences théoriques essentielles pour les fonctions alternatives de l'offre monétaire selon que l'on considère comme élément exogène le concept de la base monétaire ( $B^m$ ), celui de la base élargie ( $B'$ ) ou celui de la base élargie ( $B^e$ ). L'on a ainsi pu démontrer que les multiplicateurs de l'offre monétaire réagissaient relativement insensiblement à l'intervention de  $B^e$  et sensiblement à l'intervention de  $B'$  sur les modifications du taux d'épargne et du taux d'escompte. Ceci explique également l'effet selon lequel les variations de  $B^e$  réagissent comparativement fort sur le développement du volume monétaire et exercent sur celui-ci une influence dominante. L'on a découvert par contre à l'intervention de  $B'$  et de  $B^m$  un puissant effet d'absorption sur le taux d'intérêt qui a comme conséquence que les variations du volume monétaire demeurent à l'issue du processus d'adaptation nettement moins importantes que les variations de la base monétaire. Il n'est par conséquent pas étonnant que l'influence de développement des revenus agissant par le truchement de la demande monétaire s'exerce plus puissamment sur l'évolution du volume monétaire dans le cadre de l'intervention de  $B'$  et de  $B^m$  que dans le cas de l'utilisation de  $B^e$  comme grandeur exogène contrôlée. Finalement, des estimations ont permis de savoir que les processus d'ajustement duraient pour chacun des trois concepts de

\* La première partie a été publiée aux pages 177 et svtes.

base en moyenne 12 mois, mais qu'ils présentaient dans leur déroulement des profils de temps divergents. Alors que l'effet principal d'une modification de la base élargie  $B^e$  dure environ 9 mois, il disparaît plus rapidement pour la base élaguée  $B'$ . Avec l'intervention de  $B'$ , l'on peut clairement établir la distinction entre un effet initial de monétisation et un effet ultérieur d'octroi de crédit.