

# Wie brauchbar sind Multiplikatorprognosen für die Geldmengensteuerung der Bundesbank?

Dieter Nautz\*

Mai 1997

## Zusammenfassung

Die Frage nach der Steuerbarkeit der Geldmenge wird in empirischen Arbeiten üblicherweise auf die Frage nach der Vorhersagbarkeit von Geldangebotsmultiplikatoren reduziert. In dieser Arbeit wird untersucht, wie sinnvoll diese Herangehensweise bei der empirischen Untersuchung des Geldangebotsprozesses in der Bundesrepublik ist. Im Rahmen einer Kointegrationsanalyse und mit Hilfe von Granger-Kausalitätstests wird gezeigt, daß keines der betrachteten Geldmengenaggregate über Veränderungen der Geldbasis gesteuert wird. Prognosen von Geldangebotsmultiplikatoren sind für die Geldmengensteuerung der Bundesbank daher bedeutungslos.

---

\*Freie Universität Berlin, Institut für Statistik und Ökonometrie, Boltzmannstr. 20, 14195 Berlin. Email: Nautz@wiwiss.fu-berlin.de. Ich danke Jürgen Wolters, Helmut Herwartz und einem anonymen Gutachter von *Kredit und Kapital* für ihre hilfreichen Anmerkungen und der Deutschen Forschungsgemeinschaft für die im Rahmen des SFBs 373 "Quantifikation und Simulation ökonomischer Prozesse" gewährte Unterstützung.

# 1 Einleitung

Die Bundesbank ist mittlerweile wohl die einzige Zentralbank der Welt, die ihr primäres Ziel der Preisstabilität mit Hilfe eines geldpolitischen Konzepts verfolgt, dessen wichtigstes Zwischenziel die Geldmenge ist. Notwendige Voraussetzungen für eine erfolgreiche Strategie der Geldmengensteuerung sind zum einen ein stabiler und langfristig enger Zusammenhang zwischen Geldmenge und Preisniveau und zum anderen die Fähigkeit der Zentralbank, auf die Entwicklung ihres monetären Zielaggregates einen hinreichend großen Einfluß zu nehmen. Beide Voraussetzungen sind nach Meinung der Bundesbank in Deutschland weitgehend erfüllt.<sup>1</sup>

Hinsichtlich des Zusammenhangs zwischen Geldmenge und Preisen stützt sich diese Zuversicht auch auf überzeugende Weise auf empirische Untersuchungen. Ausgehend von den Erfahrungen in den Vereinigten Staaten, in Kanada oder Großbritannien, wo im Laufe der siebziger und achtziger Jahre größere Innovations- und Deregulierungsprozesse zu instabilen Geldnachfragefunktionen führten, wurde auch in Deutschland die Frage nach der Stabilität der Geldnachfrage in den letzten Jahren lebhaft diskutiert. Dabei findet sich überwiegend empirische Evidenz für eine Geldnachfrage, die hinreichend stabil geblieben ist — trotz der durch Wiedervereinigung und EWS-Krisen ausgelösten Turbulenzen.<sup>2</sup>

Die zweite Voraussetzung der Geldmengensteuerung — die Kontrollierbarkeit der Geldmenge — wird in empirischen Arbeiten üblicherweise auf die Frage nach der Vorhersagbarkeit von Geldangebotsmultiplikatoren reduziert. Vor dem Hintergrund des Multiplikatoransatzes, in dem die Exogenität und exakte Steuerbarkeit der Geldbasis vorausgesetzt wird, ist ein beliebiges Geldmengenaggregat gerade so gut steuerbar wie sich der zugehörige Multiplikator prognostizieren läßt. Die gute Vorhersagbarkeit von Geldangebotsmultiplikatoren ist im allgemeinen unstrittig. Sowohl von Hagen (1993), Scheide (1993) als auch Krämer (1996) schließen aus den mehr oder weniger geringen Prognosefehlern ihrer Transfermodelle, daß die Multiplikatorprognose auch im vereinten Deutschland eher unproblematisch ist und daß folglich eine fehlende Kontrollierbarkeit der Geldmenge kein Hinderungsgrund für das geldpolitische Konzept der Geldmengensteuerung darstellt.

---

<sup>1</sup>Siehe beispielsweise Deutsche Bundesbank (1997). Eine umfassende Darstellung des geldpolitischen Konzepts der Bundesbank bieten u.a. Issing (1995), König (1996) oder Neumann und von Hagen (1993).

<sup>2</sup>Einen aktuellen Beitrag und Überblick zur Diskussion über die Stabilität der Geldnachfrage liefern u.a. Wolters und Lütkepohl (1997).

Im Mittelpunkt dieser Arbeit steht die Frage, inwieweit der Multiplikatoransatz zur empirischen Untersuchung des Geldangebotsprozesses in der Bundesrepublik überhaupt zulässig und sinnvoll ist. Besonders fragwürdig ist die dem Multiplikatoransatz zugrundeliegende Annahme, daß die Steuerung der Geldmenge im wesentlichen durch die Geldbasis erfolgt. Diese Interpretation der Geldmengensteuerung wird von Vertretern der Bundesbank keineswegs als angemessene Darstellung ihres geldpolitischen Konzepts akzeptiert. Issing (1995, S.12) betont beispielsweise ausdrücklich, daß das Steuerungskonzept der Bundesbank “nicht an der direkten mengenmäßigen Steuerung der Geldbasis ausgerichtet” ist sondern darauf abzielt, die Geldmenge “indirekt über die Beeinflussung der Geldmarktbedingungen zu kontrollieren”.

Die vorliegende Arbeit ist wie folgt gegliedert: Im folgenden Abschnitt 2 wird der Multiplikatoransatz skizziert und insbesondere diskutiert, welche kausalen Beziehungen zwischen Geldbasis und Geldmenge bei einer Geldbasissteuerung bestehen müssen. Diese kausalen Beziehungen werden in Abschnitt 3 in empirisch überprüfbare Hypothesen über den Zusammenhang der Zeitreihen übertragen. In Abschnitt 4 werden für die Geldmengenaggregate M1 und M3 die empirischen Ergebnisse vorgestellt. Abschnitt 5 enthält die Diskussion und faßt die Ergebnisse zusammen.

## 2 Der Multiplikatoransatz

In der Modellierung des Geldangebotsprozesses nimmt nach wie vor der eng mit dem Kreditmarktmodell von Brunner und Meltzer verbundene Multiplikatoransatz eine vorherrschende Rolle ein. Eine ausführliche Darstellung verschiedener Varianten dieses Ansatzes und explizite Herleitungen verschiedener Versionen des Geldangebotsmultiplikators gehören mittlerweile zum Standard eines Lehrbuchs der Geldpolitik. Ein beliebiges Geldmengenaggregat ergibt sich demnach als Produkt der Geldbasis mit dem zugehörigen Geldangebotsmultiplikator. Bezeichnet man mit  $M$ ,  $B$  und  $m$  die Logarithmen von Geldmenge, Geldbasis und Multiplikator, so lautet die logarithmierte Multiplikatorgleichung:

$$M = m + B. \tag{1}$$

Diese Zerlegung der Geldmenge ist bei einer Analyse des Geldangebotsprozesses nur dann sinnvoll, wenn angenommen wird, daß die Höhe der Geldbasis wesentlich von der Zentralbank bestimmt wird und sich das Verhalten der Geschäftsbanken und privaten Nichtban-

ken ausschließlich im Multiplikator niederschlägt. Vor dem Hintergrund eines gegebenen Geldmengenziels, braucht die Zentralbank in diesem Fall nur die Größe des Geldangebotsmultiplikators hinreichend genau zu kennen, um daraufhin die zielgerechte Geldbasis zu bestimmen und festzulegen. Unter der Annahme einer vollkommen kontrollierbaren Geldbasis sind Steuerungsfehler der Geldmenge gerade so groß wie der Prognosefehler beim zugehörigen Multiplikator. Sollte die Geldmenge (aufgrund eines Multiplikatorprognosefehlers) zu klein oder zu groß ausfallen, wird dies in der Geldbasis der nächsten Periode entsprechend berücksichtigt.<sup>3</sup> Bei einer Geldbasissteuerung ergibt sich folglich nicht nur eine Kausalität von der Geldbasis (dem Steuerungsinstrument) zur Geldmenge (der Zielgröße), sondern unter Umständen auch von der Geldmenge zur Geldbasis, da das Steuerungsinstrument auf unerwünschte Entwicklungen der Zielgröße reagieren muß.

Im Grunde wird eine Geldbasissteuerung von allen empirischen Studien vorausgesetzt, die von der Prognostizierbarkeit von Geldangebotsmultiplikatoren auf die Kontrollierbarkeit der Geldmenge schließen. Für die Bundesrepublik untersuchen als erste Alexander und Loeff (1974) und Willms (1978) Geldangebotsmultiplikatoren mit Hilfe von univariaten Prognosegleichungen. Fratianni und Nabli (1979) erweitern diesen Ansatz, in dem sie mittels sogenannter Transfermodelle zusätzliche erklärende Variablen bei der Multiplikatorprognose berücksichtigen.<sup>4</sup> In diesem methodischen Rahmen bewegen sich auch die aktuelleren empirischen Arbeiten zur Geldmengensteuerung, wie Neumann und von Hagen (1987), von Hagen (1988, 1993), Scheide (1993) oder Krämer (1996).

Die Bundesbank hält dagegen eine Geldbasissteuerung in der geldpolitischen Praxis für ungeeignet. Gegen eine Geldbasiskontrolle werden dabei in erster Linie institutionelle Gründe angeführt. Insbesondere wird darauf verwiesen, daß die Nachfrage der Banken nach Zentralbankgeld kurzfristig nahezu zinsunelastisch ist, da ihr Refinanzierungsbedarf für einen bestimmten Monat aufgrund der geltenden Mindestreservebestimmungen in großem Umfang bereits zur Monatsmitte bestimmt ist. Kurzfristige mengenmäßige Beschränkungen der Nachfrage nach Zentralbankgeld durch die Bundesbank, wie sie im Rahmen einer Geldbasissteuerung an der Tagesordnung wären, würden daher unweigerlich zu unerwünschten Zinsschwankungen am Geldmarkt führen.<sup>5</sup> In der Praxis bleibt der Bundesbank daher

---

<sup>3</sup>Zu diesem "Geldmengenmultiplikator-Kontrollkonzept" siehe Willms (1978) oder Siebke (1982).

<sup>4</sup>Eine ausführliche Beschreibung der Literatur über Multiplikatorprognosen liefern von Hagen (1986, S.133ff) oder Rasche und Johannes (1987).

<sup>5</sup>Diese drastischen Zinsschwankungen zeigten sich beispielsweise in den Vereinigten Staaten während des sogenannten "monetaristischen Experiments" der Federal Reserve Bank in den frühen achtziger Jahren.

kaum etwas anderes übrig, als den Refinanzierungsbedarf der Kreditinstitute zu decken (vgl. Issing (1995, S.24)).<sup>6</sup>

Eine Anpassung der Geldbasis an die Entwicklung der Geldmenge ist somit auch dann zu erwarten, wenn die Bundesbank keine Geldbasissteuerung betreibt, sondern die Geldmenge tatsächlich nur indirekt über die Beeinflussung der Geldmarktbedingungen steuert. Ein entscheidender Unterschied zwischen diesem Steuerungskonzept und einer Geldbasissteuerung besteht offenbar dann, wenn es bei dieser einseitigen Kausalität bleibt und sich keine Anpassung der Geldmenge an die Geldbasis nachweisen läßt. In diesem Fall wäre es kaum angemessen, die Geldmengensteuerung der Bundesbank als Geldbasissteuerung zu modellieren. Die Brauchbarkeit des Multiplikatoransatzes und von Multiplikatorprognosen für die praktische Geldpolitik würde durch eine einseitige Kausalität von der Geldmenge zur Geldbasis in Frage gestellt: Selbst perfekte Multiplikatorprognosen sind für die Geldmengensteuerung wertlos, wenn die Entwicklung der Geldmenge empirisch nicht von der Geldbasis beeinflußt wird. Im weiteren Verlauf dieser Arbeit wird deshalb der empirische Zusammenhang und insbesondere die kausale Struktur zwischen der Geldbasis und den beiden Geldmengenaggregaten M1 und M3 untersucht.

### 3 Der Zusammenhang zwischen Geldmenge und Geldbasis

#### 3.1 Das Datenmaterial

Wie mittlerweile in empirischen Arbeiten üblich, wird für die Geldbasis die um Änderungen in den Mindestreservesätzen bereinigte Reihe verwendet, die der Sachverständigenrat auf monatlicher Basis zur Verfügung stellt. Eine Verwendung der unbereinigten Geldbasis hätte zur Folge, daß beispielsweise die deutlichen Mindestreservesatzsenkungen der letzten Jahre, aufgrund derer die Reserven der Kreditinstitute und folglich die Geldbasis stark zurückgin-

---

Diese wenig erfolgreiche Episode der amerikanischen Geldpolitik stellte zu dieser Zeit das gesamte Konzept der Geldmengensteuerung in Frage, vgl. McCallum (1989).

<sup>6</sup>Als weiterer Grund, der gegen eine Geldbasiskontrolle spricht, werden häufig Interventionsverpflichtungen der Bundesbank gegenüber dem Dollar oder den EWS-Währungen genannt. Doch dieser Einwand hat angesichts eines inzwischen ausgefeilten geldpolitischen Instrumentariums, das sich auch zur Feinsteuerung des Geldmarktes eignet, an Bedeutung verloren. Während der letzten EWS-Krise stellte beispielsweise die kurzfristige Sterilisierung von beträchtlichen Devisenzuffüssen für die Bundesbank kein großes Problem mehr da, vgl. Rohde (1996).

gen, als Liquiditätsverknappung der Bundesbank fehlinterpretiert würde. Die monatlichen

### Abbildung 1: Die Geldbasis

Angaben in Milliarden DM. Ab Juli 1990 Daten für das vereinigte Deutschland.

Daten für M1 und M3 stammen aus den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank. Der Beobachtungszeitraum beginnt mit der Etablierung der Geldmengensteuerung im Jahre 1975 und endet im Dezember 1996. Im weiteren Verlauf der Untersuchung steht  $M1$ ,  $M3$  bzw.  $B$  für den Logarithmus des jeweiligen Geldmengenaggregats bzw. der bereinigten Geldbasis.

Die betrachteten Zeitreihen sind sowohl trend- als auch in hohem Maße saisonbehafet. Um die saisonalen Einflüsse zu berücksichtigen, wurden alle folgenden Regressionen mit Saisondummies durchgeführt.<sup>7</sup> Das Stationaritätsverhalten der Zeitreihen wurde mit Hilfe von Einheitswurzeltests überprüft, deren Ergebnisse klar zeigten, daß die Geldbasis und die Geldmengenaggregate M1 und M3 als  $I(1)$ -Variablen modelliert werden sollten.<sup>8</sup>

---

<sup>7</sup>Die Bildung von saisonalen Differenzen, d.h. von jährlichen Wachstumsraten, wie sie insbesondere bei Multiplikatorprognosen zur Saisonbereinigung vorgenommen wird, ist dagegen nicht angebracht, denn keine der Zeitreihen besitzt saisonale Einheitswurzeln, vgl. Wolters (1996). Die Moving-Average Terme, die üblicherweise die Prognosegleichungen für die jährlichen Wachstumsraten des Multiplikators dominieren, sind folglich ein  $w$ Indiz für die Überdifferenzierung der Variablen.

<sup>8</sup>Die Instationarität dieser Zeitreihen wurde bereits in anderen Arbeiten etabliert, vgl. z.B. Willms (1993). Die einzelnen Testergebnisse werden deshalb nicht präsentiert, können aber selbstverständlich zur Verfügung gestellt werden.

### 3.2 Die Voraussetzungen einer Geldbasissteuerung: Kointegration und kausale Struktur im Fehlerkorrekturmodell

Die Ergebnisse der Einheitswurzeltests legen den methodischen Rahmen der weiteren Vorgehensweise fest. Nach Engle und Granger (1987) besteht nur dann ein linearer Zusammenhang zwischen den Niveaus von I(1)–Zeitreihen, wie er insbesondere durch die Multiplikatorgleichung (??) gegeben ist, wenn eine Linearkombination dieser Zeitreihen existiert, die stationär ist. Ist dies der Fall, bezeichnet man die Zeitreihen als kointegriert. Betrachtet man jeweils zwei kointegrierte I(1)–Zeitreihen, so ist ihre Kointegrationsbeziehung (bis auf Normierung) eindeutig bestimmt. Kointegrationsbeziehungen werden oft als langfristige ökonomische Gleichgewichtsbeziehungen interpretiert. Nach dem Repräsentationstheorem für kointegrierte Zeitreihen besitzen diese eine Fehlerkorrekturdarstellung, die die Anpassungsprozesse der Zeitreihen und ihre kausale Struktur bestimmt.

Angenommen die Geldbasis in der Periode  $t$ ,  $B_t$ , und die Geldmenge  $M_t$  seien kointegriert, so daß  $M_t - \beta B_t$  stationär ist. Dann ist das zugehörige Fehlerkorrekturmodell durch die beiden folgenden Gleichungen gegeben:<sup>9</sup>

$$\Delta B_t = a_0 + \gamma_B(M_{t-1} - \beta B_{t-1}) + \sum_{j=1}^{k_1} a_j \Delta B_{t-j} + \sum_{j=1}^{k_2} b_j \Delta M_{t-j} + u_t \quad (2)$$

$$\Delta M_t = c_0 + \gamma_M(M_{t-1} - \beta B_{t-1}) + \sum_{j=1}^{k_3} c_j \Delta B_{t-j} + \sum_{j=1}^{k_4} d_j \Delta M_{t-j} + v_t. \quad (3)$$

Der Fehlerkorrekturterm  $(M_{t-1} - \beta B_{t-1})$  beschreibt die in der Vorperiode aufgetretene Abweichung vom langfristigen Gleichgewicht. Ein Ungleichgewicht in der Vorperiode löst einen Anpassungsvorgang aus, der die Zeitreihen wieder zum Gleichgewicht zurückbringt, falls für die Anpassungsparameter  $\gamma_B > 0$  oder  $\gamma_M < 0$  gilt.

Nur bei Kointegration besteht ein langfristiges Gleichgewicht zwischen  $M$  und  $B$ , so daß mit einer Kontrolle der Geldbasis auch die Steuerung der Geldmenge möglich ist. Gilt dagegen  $\gamma_B = \gamma_M = 0$ , dann sind  $B$  und  $M$  nicht kointegriert und das Fehlerkorrekturmodell degeneriert zu einem Vektorautoregressiven Prozeß (VAR) in den Differenzen. In diesem Fall ist der Zusammenhang zwischen den beiden Zeitreihen nur noch von kurzfristiger Natur. Das Vorliegen von Kointegration ist daher eine notwendige Voraussetzung

---

<sup>9</sup>Dabei werden in der ökonometrischen Praxis die Lagordnungen der verzögerten Differenzen so gewählt, daß die Residuen  $u_t$  und  $v_t$  empirisch *white noise* sind.

für die Geldbasissteuerung eines bestimmten Geldmengenaggregats.<sup>10</sup> Welche Bedingungen müssen zusätzlich erfüllt sein, damit es gerechtfertigt ist, die Geldmengensteuerung der Bundesbank als Geldbasissteuerung im Sinne des Multiplikatoransatzes zu beschreiben?

Zunächst sollte der Kointegrationsparameter  $\beta$  gleich Eins sein, denn nur dann ist gemäß (??) der langfristige Zusammenhang zwischen Geldmenge und Geldbasis durch den Multiplikator gegeben. Dagegen ist bei einer Kointegrationsbeziehung mit  $\beta \neq 1$  eine Geldbasissteuerung der Geldmenge zwar nicht ausgeschlossen, aber der Multiplikatoransatz verliert für die Geldmengensteuerung an Bedeutung.

Da nicht beide Anpassungsparameter  $\gamma_M$  und  $\gamma_B$  gleich Null sein können, liegt bei Kointegration zumindest in einer Richtung eine kausale Beziehung zwischen  $M$  und  $B$  vor. Offenbar ist jedoch die Steuerung der Geldmenge durch die Geldbasis nur dann möglich, wenn nicht nur die Geldbasis sondern tatsächlich auch *die Geldmenge* reagiert, falls diese im Vergleich zur Geldbasis in der Vorperiode zu groß oder zu klein gewesen ist. Im Rahmen eines Fehlerkorrekturmodells bedeutet dies, daß der Anpassungsparameter  $\gamma_M$  in (??) kleiner als Null sein muß. Nur dann besteht eine langfristige Kausalität von der Geldbasis zur Geldmenge, vgl. Toda und Phillips (1994). Liefern die Schätzungen des Fehlerkorrekturmodells dagegen  $\gamma_M = 0$  und  $\gamma_B > 0$ , so wird im Widerspruch zur Idee der Geldbasissteuerung die Geldbasis von der Geldmenge bestimmt und nicht umgekehrt. Im folgenden Abschnitt wird deshalb nicht nur auf bivariate Kointegration zwischen der Geldbasis und den Geldmengenaggregaten M1 und M3 getestet, sondern auch untersucht, ob die geschätzten langfristigen Anpassungsparameter mit einer Steuerung der Geldmengenaggregate durch die Geldbasis vereinbar sind.

---

<sup>10</sup>Vor diesem Hintergrund zeigt Willms (1993) für Daten bis zum Jahr 1989, daß zwar M1 aber nicht M3 mit der Geldbasis kointegriert ist. Allerdings wird dort bei der Schätzung der Fehlerkorrekturgleichungen die Exogenität der Geldbasis vorausgesetzt. Die Kausalität der Geldbasis für die Geldmenge wird nicht überprüft.



## 4 Empirische Ergebnisse

Die Kointegrationstests für die Geldbasis und M1 bzw. M3 wurden mit Hilfe des Verfahrens von Johansen (1988, 1992, 1995) durchgeführt.<sup>11</sup> Beim Johansen–Verfahren wird auf Basis einer System–Schätzung der Fehlerkorrekturgleichungen (??) und (??) mittels einer Likelihood–Ratio Statistik (LR) auf die Anzahl  $r$  der linear unabhängigen Kointegrationsbeziehungen getestet. Im Falle zweier instationärer Zeitreihen, besteht dabei nur die Alternative  $r = 0$  oder  $r = 1$ . Kointegration liegt genau dann vor, wenn die Nullhypothese  $r = 0$  verworfen werden kann.

### 4.1 Der langfristige Zusammenhang zwischen der Geldbasis und M1

Die deutsche Währungsunion hat offensichtlich nicht nur die Entwicklung der einzelnen Geldmengenaggregate sondern auch den Verlauf der zugehörigen Multiplikatoren maßgeblich beeinflusst, vgl. Abb. 2 und 3. Es ist daher kaum zu erwarten, daß eine Kointegrations-

Abbildung 2: Die Geldmenge M1

beziehung nachgewiesen werden kann, solange dieser Strukturbruch in den Schätzungen der Fehlerkorrekturmodelle unberücksichtigt bleibt. Tatsächlich liegt der Wert der Likelihood–

---

<sup>11</sup>Für relativ kurze Beobachtungszeiträume ist die Anwendung des Johansen–Verfahrens nicht unproblematisch. Alternative Testverfahren, wie sie z.B. von Wolters (1995) dargestellt werden, liefern jedoch qualitativ die gleichen Ergebnisse und werden aus diesem Grund nicht präsentiert.

Ratio Statistik (LR=7.01) in diesem Fall weit unter dem kritischen Wert von 15.41 des 5% Niveaus, vgl. Zeile 1 von Tabelle ??, in der die Ergebnisse der Kointegrationstests für die Geldmenge M1 zusammengefaßt sind.

Geht man davon aus, daß die Währungsunion lediglich zu einer Niveauverschiebung des Multiplikators und zu einem Ausreißer im Juli 1990 führte, dann läßt sich der Einfluß der Währungsunion durch die Stufendummy  $D_t$  (mit  $D_t = 1$  für  $t \geq 1990.7$  und  $D_t = 0$  für  $t < 1990.7$ ) und der zugehörigen Impulsdummy  $\Delta D_t$  in der Schätzung des Fehlerkorrekturmodells erfassen. Das auf diese Weise erzielte Testergebnis (LR=19.72, vgl. Zeile 2) scheint deutlich für das Vorliegen von Kointegration zwischen M1 und der Geldbasis zu sprechen. Allerdings sind in dem kritischen Wert der LR-Statistik die zusätzlichen exogenen Variablen nicht berücksichtigt, so daß dieses Ergebnis vorsichtig interpretiert werden muß. Die Kointegrationstests wurden deshalb auch getrennt für die Bundesrepublik vor und nach der Währungsunion durchgeführt. Für die alte Bundesrepublik bestätigen die Testergebnisse

Tabelle 1: Kointegrationstests für M1 und die Geldbasis

Johansen-Verfahren auf Basis des Fehlerkorrekturmodells (??) und (??):							
$\Delta B_t = a_0 + \gamma_B(M1_{t-1} - \beta B_{t-1}) + \sum_{j=1}^{12} a_j \Delta B_{t-j} + \sum_{j=1}^{12} b_j \Delta M1_{t-j} + u_t$ $\Delta M1_t = c_0 + \gamma_{M1}(M1_{t-1} - \beta B_{t-1}) + \sum_{j=1}^{12} c_j \Delta B_{t-j} + \sum_{j=1}^{12} d_j \Delta M1_{t-j} + v_t$							
Sample	$\hat{\beta}$	$\hat{\gamma}_{M1}$	$\hat{\gamma}_B$	LR (r=0)		$\hat{\gamma}_{M1}$	$\hat{\gamma}_B$
75.01–96.12	1.061	-0.01 (0.19)	0.03 (1.91)	7.01	$\beta = 1$	0.01 (0.17)	0.02 (1.18)
75.01 – 96.12 (mit Dummy)	0.986	-0.03 (0.65)	0.06 (3.59)	19.72*	$\beta = 1$	-0.02 (0.41)	0.06 (3.63)
75.01–89.12	0.958	-0.07 (0.93)	0.09 (3.02)	15.86*	$\beta = 1$	-0.01 (0.16)	0.05 (2.51)
91.01–96.12	6.659	0.001 (0.36)	0.003 (2.48)	12.22	$\beta = 1$	0.06 (0.56)	0.06 (1.15)

Erläuterungen: Beträge der  $t$ -Werte in Klammern. Alle Regressionen enthielten zusätzlich Saisondummies und die Schätzung in Zeile 2 zur Modellierung der Währungsunion die Dummy-Variablen  $D_t$  und  $\Delta D_t$ . LR bezeichnet die Johansen-Teststatistik auf Kointegration und \* Signifikanz von LR auf dem 5% Niveau.

— im Einklang mit Willms (1993) — das Vorliegen einer langfristigen Gleichgewichtsbeziehung zwischen M1 und der Geldbasis.

Da der geschätzte Wert für  $\beta$  in Zeile 2 und 3 nahe bei Eins liegt, werden in den letzten bei-

den Spalten der Tabelle die Anpassungsparameter gezeigt, die eine Systemschätzung unter der Restriktion  $\beta = 1$  liefert. Ein Vergleich mit den Ergebnissen aus der unrestringierten Schätzung zeigt, daß die Auferlegung der Restriktion eines stationären Multiplikators weder die Likelihoodfunktion der Schätzung noch das Vorzeichen, die Größenordnung oder die Signifikanz der Anpassungsparameter wesentlich verändert.

Zumindest die erste der beiden notwendigen Bedingungen für eine Geldbasissteuerung ist damit mit der Existenz einer plausiblen Kointegrationsbeziehung für M1 erfüllt. Aus den geschätzten langfristigen Anpassungsparametern folgt jedoch, daß keine langfristige Kausalität von der Geldbasis zur Geldmenge besteht, denn  $\gamma_{M1}$  ist in keiner der Spezifikationen signifikant von Null verschieden. Im Widerspruch zur Geldbasissteuerung läuft die Anpassung an das langfristige Gleichgewicht vielmehr ausschließlich von der Geldmenge zur Geldbasis ( $\gamma_B > 0$ ).

Der Zusammenhang zwischen Geldbasis und M1 scheint sich in den neunziger Jahren gelockert zu haben. Insbesondere läßt sich keine Kointegration mehr nachweisen, wenn der Schätzzeitraum mit dem Jahr 1991 beginnt. Die geschätzten Kointegrationsparameter hängen in dieser Periode sehr von der genauen Lagspezifikation ab und nehmen zudem unplausible Werte an, vgl. Zeile 4 in Tab. 1. Unterstellt man dennoch auch für die neunziger Jahre ein langfristiges Gleichgewicht zwischen M1 und B, resultiert wieder eine langfristige kausale Struktur, in der sich ausschließlich die Geldbasis anpaßt.

Insgesamt folgt aus der Analyse des langfristigen Zusammenhangs zwischen der Geldbasis und M1, daß die langfristige Entwicklung von M1 nicht von der Geldbasis beeinflusst wird. Offensichtlich ist damit eine zentrale Voraussetzung für eine Steuerung von M1 durch die Geldbasis nicht gegeben.

## 4.2 Der langfristige Zusammenhang zwischen der Geldbasis und M3

Tabelle ?? zeigt die Ergebnisse der Kointegrationstests für das seit 1988 geldpolitisch relevante Geldmengenaggregat M3. Wieder zeigt sich, daß sich für den gesamten Beobachtungszeitraum keine Kointegration nachweisen läßt. Eine signifikante Teststatistik erhält man erst dann, wenn analog zur Vorgehensweise bei M1 bei der Schätzung die Dummyvariable  $D_t$  berücksichtigt wird, um auf diese Weise den durch die Währungsunion verursachten Strukturbruch zu erfassen. In Übereinstimmung mit den Ergebnissen von Willms (1993) ist die Evidenz für Kointegration bei dem weiteren Geldmengenaggregat M3 schwächer

### Abbildung 3: Die Geldmenge M3

als bei M1. Bemerkenswert ist insbesondere, daß das positive Vorzeichen des geschätzten Anpassungsparameters der Geldmenge ( $\hat{\gamma}_{M3} = 0.02$ ) kaum mit einer Geldbasissteuerung vereinbar ist. Ferner ist das Testergebnis bei M3 weniger robust als bei M1, denn alternative Lagspezifikationen führen bei M3 zu sehr unterschiedlichen Schätzungen des Kointegrationsparameters und auch zu insignifikanten Werten der Teststatistik.

Schränkt man den Schätzzeitraum auf die Jahre der alten Bundesrepublik ein, resultieren Schätzwerte für  $\gamma_B$  und  $\gamma_{M3}$ , die nicht mehr im Widerspruch zu einer Geldbasissteuerung von M3 stehen. Denn  $\hat{\gamma}_{M3} = -0.03$  ist zwar nicht signifikant von Null verschieden, weist aber zumindest das erforderliche negative Vorzeichen auf. Um die Robustheit dieses Einflusses der Geldbasis auf M3 zu überprüfen, wurde zusätzlich das Teilsample 1985.01 bis 1989.12 betrachtet. Dieser Zeitraum ist besonders interessant, da die Bundesbank im Grunde erst seit Mitte der achtziger Jahre über das notwendige geldpolitische Instrumentarium für eine effektive Geldbasissteuerung verfügt, vgl. Rohde (1996). Die Ergebnisse sind jedoch hinsichtlich einer Geldbasissteuerung enttäuschend: Zum einen besteht in diesem Zeitraum keine Kointegration zwischen M3 und der Geldbasis und zum anderen besitzt  $\hat{\gamma}_{M3} = 0.16$  erneut das falsche Vorzeichen (vgl. Zeile 4 in Tab.2).

Die Frage ob ein langfristiges Gleichgewicht zwischen M3 und der Geldbasis oder sogar ein stationärer M3-Multiplikator ( $\beta = 1$ ) existiert, verliert jedoch angesichts der stets insignifikanten langfristigen Anpassungsparameter von M3 an Bedeutung: Falls M3 mit der

Tabelle 2: Kointegrationstests für M3 und die Geldbasis

Johansen-Verfahren auf Basis des Fehlerkorrekturmodells (??) und (??):							
$\Delta B_t = a_0 + \gamma_B(M3_{t-1} - \beta B_{t-1}) + \sum_{j=1}^{12} a_j \Delta B_{t-j} + \sum_{j=1}^{12} b_j \Delta M3_{t-j} + u_t$ $\Delta M3_t = c_0 + \gamma_{M3}(M1_{t-1} - \beta B_{t-1}) + \sum_{j=1}^{12} c_j \Delta B_{t-j} + \sum_{j=1}^{12} d_j \Delta M3_{t-j} + v_t$							
Sample	$\hat{\beta}$	$\hat{\gamma}_{M3}$	$\hat{\gamma}_B$	LR (r=0)		$\hat{\gamma}_{M3}$	$\hat{\gamma}_B$
75.01–96.12	0.956	−0.04 (1.31)	0.02 (0.92)	9.14	$\beta = 1$	−0.01 (0.53)	0.02 (1.05)
75.01 – 96.12 (mit Dummy)	1.062	0.02 (1.47)	0.03 (2.96)	17.95*	$\beta = 1$	0.01 (0.27)	0.05 (2.93)
75.01–89.12	0.956	−0.03 (1.26)	0.04 (1.99)	15.45*	$\beta = 1$	−0.003 (0.12)	0.06 (2.47)
85.01–89.12	0.847	0.16 (1.68)	0.16 (1.37)	10.96	$\beta = 1$	0.08 (1.54)	0.06 (0.97)

Für Erläuterungen siehe Tabelle 1.

Geldbasis kointegriert sein sollte, so ist es die Geldbasis, die sich an die Geldmenge anpaßt, denn nur die Anpassungsparameter der Geldbasis sind signifikant von Null verschieden. Alles in allem zeigen die Schätzungen damit auch für M3, daß in der Bundesrepublik keine langfristige Geldbasissteuerung der Geldmenge vorliegen kann.

Wenn die Bundesbank ihr Geldmengenziel für M3 in den letzten Jahren verfehlte, so lagen die Wachstumsraten der Geldmenge in aller Regel oberhalb des vorgegebenen Zielkorridors. Die einzige Ausnahme bildet das Jahr 1995, in dem tatsächlich das Wachstum von M3 zu klein ausgefallen ist. Ein Blick auf die Entwicklung des M3-Multiplikators in Abb. 3 illustriert, wie unplausibel es ist, das häufige Verfehlen des Zielkorridors auf Multiplikatorprognosefehler zurückzuführen. In der Logik des Multiplikatoransatzes wächst die Geldmenge genau dann zu stark, wenn der Multiplikator unterschätzt worden ist. Auch in den neunziger Jahren, in denen der M3-Multiplikator nahezu monoton um etwa 10% *gefallen* ist, müßte der Multiplikator regelmäßig *größer* ausgefallen sein als von der Bundesbank erwartet.

### 4.3 Granger–Kausalitätstests

Abschließend soll im folgenden mit Hilfe von Granger–Kausalitätstests untersucht werden, ob durch den Einfluß verzögerter Wachstumsraten,  $\Delta B$ , wenigstens eine *kurzfristige* Kausalität von der Geldbasis auf eines der betrachteten Geldmengenaggregate besteht. Hierzu wurden in einem ersten Schritt univariate Prognosegleichungen für die Wachstumsraten von M1 und M3 spezifiziert. In einem zweiten Schritt wurde dann getestet, ob verzögerte Wachstumsraten der Geldbasis einen zusätzlichen Erklärungswert für die Veränderung der Geldmenge besitzen. Die Testergebnisse sind außerordentlich robust bezüglich Variationen in der Spezifikation der Testgleichungen.<sup>12</sup> Tabelle ?? zeigt die Testergebnisse und die Gleichung auf deren Grundlage der Kausalitätstest durchgeführt wurde. Die Wachstumsraten der Geldbasis sind Granger–kausal für die Wachstumsraten der Geldmenge, wenn die Teststatistik  $\hat{F}$  hinreichend groß bzw. der zugehörige  $p$ –Wert hinreichend klein ist. Tabelle

Tabelle 3:

Granger–Kausalitätstests: Sind Wachstumsraten der Geldbasis kausal für die Geldmenge?						
Sample	$Lags(\Delta M1)$	$\hat{F}$	$p$	$Lags(\Delta M3)$	$\hat{F}$	$p$
75.01–89.12	1,3,12	0.35	0.98	3,9,12	0.75	0.70
91.01–96.12	1	0.88	0.57	1,2,12	0.67	0.77

Erläuterungen: Testgleichung:  $\Delta M_t = \alpha_0 + Lags(\Delta M_t) + \sum_{i=1}^{12} \alpha_i \Delta B_{t-i} + Saison + u_t$ .

3 zeigt, daß weder vor noch nach der Wiedervereinigung verzögerte Wachstumsraten der Geldbasis in den Prognosegleichungen für M1 oder M3 signifikant sind. Da keines der beiden Geldmengenaggregate auf Veränderungen der Geldbasis reagiert, sind aus empirischer Sicht auch die Voraussetzungen für eine kurzfristige Geldbasissteuerung nicht erfüllt.

Im Gegensatz zu der fehlenden Kausalität der Geldbasis für die Geldmenge, besteht an einer Reaktion der Geldbasis auf Veränderungen der Geldmenge kein Zweifel. Die klaren Ergebnisse der Granger–Kausalitätstests in Tabelle ?? spiegeln deutlich die refinanzierungstechnisch bedingte Abhängigkeit der Geldbasis von der Geldmenge wider.

<sup>12</sup>Insbesondere hat die zusätzliche Berücksichtigung eines Fehlerkorrekturterms keinen Einfluß auf die Testergebnisse.

Tabelle 4:

Granger-Kausalitätstests: Sind Wachstumsraten der Geldmenge kausal für die Geldbasis?				
Sample	$\hat{F}(M3)$	$p(M3)$	$\hat{F}(M1)$	$p(M1)$
75.01–89.12	2.44	0.006	3.78	0.001
91.01–96.12	2.89	0.005	3.54	0.001

Erläuterungen:  $\hat{F}(Mx)$  bezeichnet die  $F$ -Statistik für die Geldmenge  $Mx$ ,  $x = 1, 3$ . Der  $F$ -Test basiert auf der Gleichung  $\Delta B_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \beta_i \Delta B_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} \alpha_i \Delta Mx_{t-i} + \text{Season} + u_t$ .

## 5 Diskussion

Die Geldmengensteuerung der Bundesbank wird in empirischen Arbeiten üblicherweise als Geldbasissteuerung interpretiert. Dabei wird unterstellt, daß die Höhe der Geldbasis von der Bundesbank kontrolliert wird, so daß ein beliebiges Geldmengenaggregat gerade so gut steuerbar ist wie sich der zugehörige Multiplikator prognostizieren läßt. Unter dieser Annahme folgt die Steuerbarkeit verschiedener Geldmengenaggregate unmittelbar aus der Vorhersagbarkeit der zugehörigen Geldangebotsmultiplikatoren.

Die empirischen Ergebnisse dieser Arbeit zeigen jedoch, daß selbst bei perfekten Prognosen des Multiplikators die Steuerbarkeit des zugehörigen Geldmengenaggregates nicht gewährleistet ist. Im Rahmen einer Kointegrationsanalyse und mit Hilfe von Granger-Kausalitätstests wurde gezeigt, daß keines der betrachteten Geldmengenaggregate über Veränderungen der Geldbasis gesteuert wird. Sowohl für M1 als auch für M3 ist es die Geldbasis, die sich an die Entwicklung der Geldmenge anpaßt und nicht umgekehrt. Multiplikatorprognosen sind damit für die Geldmengensteuerung der Bundesbank bedeutungslos.

Nicht zuletzt aufgrund der geltenden Mindestreservevorschriften ist die Bundesbank in der Praxis oft gezwungen, den Refinanzierungsbedarf der Kreditinstitute zu decken, wenn sie größere Zinsschwankungen am Geldmarkt vermeiden will. Nach Issing (1995, S.25) kann die Bundesbank deshalb keine Geldbasissteuerung betreiben, sondern sie versucht vielmehr, "... die Zinskonditionen und die Knappheitsverhältnisse am Geldmarkt so zu gestalten, daß sie ihren monetären Zielsetzungen möglichst nahe kommt". Im Hinblick auf

die Kontrollierbarkeit der Geldmenge besteht bei diesem Steuerungskonzept die Gefahr, daß die Refinanzierungspolitik der Bundesbank in das "Schlepptau" der Banken gerät, vgl. Rohde (1986). Es bleibt zu untersuchen, inwieweit die Endogenität der deutschen Geldbasis als ein Indiz für die Relevanz dieses Problems gewertet werden kann.

Ford und Morris (1996) untersuchen den empirischen Zusammenhang zwischen der Geldbasis und verschiedenen Geldmengenaggregaten für Großbritannien, das sich in der Ausgestaltung der Geldpolitik innerhalb der Europäischen Union wohl am deutlichsten von den Gegebenheiten in Deutschland unterscheidet, vgl. Menkhoff (1997). In diesem Zusammenhang ist besonders erwähnenswert, daß Geldmengenziele und Refinanzierungspolitik in Großbritannien nur eine untergeordnete Rolle spielen und die Mindestreservebelastung des britischen Bankensektors sehr niedrig ist. Das Schlepptauproblem könnte deshalb für die Bank von England weniger gravierend sein als für die Bundesbank. Tatsächlich sind nach Ford und Morris (1996) — zumindest hinsichtlich der kausalen Struktur zwischen Geldbasis und Geldmenge — die Voraussetzungen für eine Geldbasissteuerung in Großbritannien erfüllt. Allerdings sind sich Ford und Morris über die Regimeabhängigkeit ihrer Ergebnisse und mithin über die "Lucas-Kritik" im klaren: Würde die Bank von England aufgrund der beobachteten Kausalität tatsächlich zu einer Geldbasissteuerung übergehen, hätte dies über ein verändertes Liquiditätsmanagement der Banken vermutlich auch Auswirkungen auf das Verhältnis von Geldbasis und Geldmenge.

Obwohl die Popularität des Multiplikatoransatzes in der Geldtheorie keineswegs unumstritten ist, vgl. Goodhart (1994) oder Gebauer (1996), läßt sich für eine einführende Darstellung des Geldschöpfungsprozesses kaum ein anschaulicheres Modell finden. Diese Arbeit zeigt allerdings, daß der Multiplikatoransatz zur Analyse der Geldmengensteuerung der Bundesbank nicht geeignet ist. Der komplexe Wirkungsmechanismus einer Geldmengensteuerung — vom Einsatz geldpolitischer Steuerungsinstrumente zu den daraus resultierenden Veränderungen des monetären Zielaggregates — kann durch den Multiplikatoransatz nicht in angemessener Weise abgebildet werden.



## Literatur

- [1] Alexander, V. und H.E. Loef (1974), Die Kontrolle der Geldbasis und ihrer Komponenten. *Kredit und Kapital*, 508–42.
- [2] Deutsche Bundesbank. (1997), Geldmengenstrategie 1997/1998, Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, Januar 1997: 17–26.
- [3] Engle, R. F. and C. W. J. Granger. (1987), Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55:251–76.
- [4] Ford, J.L. und J.L. Morris (1996), The Money Multiplier, Simple Sum, Divisia and Innovation–Divisia Monetary Aggregates: Cointegration Tests for the UK. *Applied Economics*, 28:705–14.
- [5] Fratianni, M. und M. Nabli (1979), Money stock control in the EEC countries. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 401–24.
- [6] Gebauer, W. (1996), Geld: Angebot versus Nachfrage. In: P. Bofinger and K.-H. Ketterer (Hrsg.): *Neuere Entwicklungen in der Geldtheorie und Geldpolitik*, Mohr, Tübingen, 243–62.
- [7] Goodhart, C. (1994), What should Central Banks do? What should be their Macroeconomic Objectives and Operations? *Economic Journal*, 104, 1424–36.
- [8] Issing, O. (1995), Die Geldmengenstrategie der Deutschen Bundesbank. In: J. Siebke und H.J. Thieme (Hrsg.): *Geldpolitik: Zwanzig Jahre Geldmengensteuerung in Deutschland*, Nomos Verlagsgesellschaft Baden–Baden, 9–34.
- [9] Johansen, S. (1988), Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12:231–54.
- [10] Johansen, S. (1992), Determination of cointegration rank in the presence of a linear trend. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54(3):383–97.
- [11] Johansen, S. (1995), Likelihood–based inference in cointegrated vector autoregressive models, Oxford Univ. Press.
- [12] König, R. (1996), The Bundesbank’s experience of monetary targeting. In: Deutsche Bundesbank (Hrsg.): *Monetary policy strategies in Europe*, Vahlen München, 107–41.
- [13] Krämer, J. (1996), Lassen sich zinsgewichtete Geldmengen besser steuern als herkömmliche Geldmengen? *Kredit und Kapital*, 3:345–69.
- [14] McCallum, B.T. (1989), Monetary Economics: Theory and Policy. *Macmillan Publishing Comp., New York*.

- [15] Menkhoff, L. (1997), Monetary Policy Instruments for European Monetary Union. *Springer, Heidelberg*.
- [16] Neumann, M. und J. von Hagen. (1987), Theoretische und empirische Grundlagen von Geldmengenzielen und ihrer Realisierung. In: D. Duwendag (Hrsg.), *Schriften des Vereins für Socialpolitik*, Bd. 161, S. 63–111.
- [17] Neumann, M. und J. von Hagen. (1993), Germany. In: M. Fratianni and D. Salvatore (eds.), *Handbook of Comparative Economic Policies*, Vol.3.
- [18] Rasche, R.H. und J.M. Johannes. (1987), Controlling the Growth of Monetary Aggregates, *Boston*.
- [19] Rohde, A. (1985), Mengensteuerung und Zinssteuerung. *Veröffentlichungen des Instituts für empirische Wirtschaftsforschung, Duncker & Humblot, Berlin*.
- [20] Rohde, A. (1996), Geldmarkt und Geldmarktsteuerung in der Bundesrepublik. *Kredit und Kapital*, Beiheft 13:243–66.
- [21] Scheide, J. (1993), Deutsche Geldpolitik ohne Orientierung? *Konjunkturpolitik*, 39:100–20.
- [22] Siebke, J. (1982), Steuerung der Geldmengenaggregate: zwischen Können und Wollen. *Kredit und Kapital*, Beiheft 7:147–58.
- [23] Toda, H. und P.C.B. Phillips. (1994), Vector autoregressions and causality: A theoretical overview and simulation study. *Econometric Reviews*, 259–85.
- [24] von Hagen, J. (1986), Strategien kurzfristiger Geldmengensteuerung. *Veröffentlichungen des HWWA-Institut für Wirtschaftsforschung, Hamburg*.
- [25] von Hagen, J. (1988), Alternative operating regimes for money stock control in West Germany: An empirical evaluation. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 124:89–109.
- [26] von Hagen, J. (1993), Monetary union, money demand and money supply: A review of the German monetary union. *European Economic Review*, 37:803–36.
- [27] Willms, M. (1978), Die Steuerung der Geldmenge in der BRD. In: W. Ehrlicher und A. Oberhauser (Hrsg.), *Probleme der Geldmengensteuerung*, Schriften des Vereins für Socialpolitik 99, 95–127.
- [28] Willms, M. (1993), The Money Supply Approach: Empirical Evidence for Germany. In: W. Gebauer (Hrsg.), *Foundations of European Central Bank Policy*, 11–33, Heidelberg, Physica-Verlag.

- [29] Wolters, J. (1995), Kointegration und Zinsentwicklung im EWS: Eine Einführung in die Kointegrationsmethodologie und deren Anwendung. *Allgemeines Statistisches Archiv*, 79:146–169.
- [30] Wolters, J. (1996), Neuere Verfahren der Saisonbereinigung: Eine Einführung. *Ifo-Studien*, 42(3):279–86.
- [31] Wolters, J. und H. Lütkepohl. (1997), Die Geldnachfrage für M3: Neue Ergebnisse für das vereinigte Deutschland. *Erscheint in: Ifo-Studien*.

**How useful are money multiplier forecasts  
for the monetary targeting of the Bundesbank?**

**Zusammenfassung**

The controllability of monetary aggregates is often analyzed using money multiplier forecast equations. The present paper investigates the usefulness of this approach. Cointegration analysis and Granger causality tests reveal that German monetary aggregates are not controlled via changes in the monetary base. Therefore, it is pointless to analyze the Bundesbank's monetary targeting applying money multiplier forecasts.