

# Geldmengenziele und diskretionäre Elemente der Politik der Bundesbank

## Eine empirische Untersuchung

Von Dieter Schultes\*, Solingen

### I. Einleitung und Überblick

Trotz eines ausreichenden Instrumentariums zur Kontrolle der Geldmenge hat die Bundesbank bislang mehr als die Hälfte ihrer angekündigten Geldmengenziele nicht eingehalten – bei z.T. gravierenden Zielverfehlungen. Das selbstgesetzte Geldmengenziel ist offenbar nicht die alleinige Orientierungsgröße der Geldpolitik. Ziel dieser Untersuchung ist es zu prüfen, ob die laufenden geldpolitischen Entscheidungen *neben* dem angekündigten Geldmengenziel von weiteren makroökonomischen Zielvariablen in systematischer Weise bestimmt werden: Inwieweit weist die Geldpolitik trotz Geldmengenregel kürzerfristige diskretionäre Elemente auf?

Als Grundlage der empirischen Bestimmung des Zentralbankverhaltens werden in *Abschnitt II.* zunächst der institutionelle Rahmen und die Ziele der Geldpolitik skizziert. Sodann wird das Steuerungskonzept der Bundesbank betrachtet. Abweichungen vom angekündigten Geldmengenziel werden, abgesehen von einem stochastischen Kontrollfehler, als geldpolitisch gewünscht interpretiert. Die Zwischenzielvariable kann so in Form einer Reaktionsfunktion in Abhängigkeit von den makroökonomischen Zielvariablen dargestellt werden. Berücksichtigt man, daß das monetäre Zwischenziel keine direkte Kontrollvariable ist, sondern seinerseits über ein kurzfristiges Operationsziel gesteuert wird, kommen geldpolitische Reaktionen auf unerwünschte Veränderungen der Zielvariablen unmittelbar in Variationen dieser Kontrollvariablen zum Ausdruck. Als Kontroll-

---

\* *M. J. M. Neumann* und einem anonymen Gutachter danke ich für hilfreiche Kommentare. *M. Hellwig* und *M. J. M. Neumann* schulde ich Dank für die freundliche Unterstützung und kritische Anmerkungen zu der diesem Aufsatz zugrundeliegenden umfassenderen Untersuchung. Fehler verbleiben in meiner Verantwortung.

variable, die die Summe des Einsatzes der Einzel-Instrumente zusammenfaßt, wird der Satz für Tagesgeld identifiziert. Einer Reaktionsfunktion für das monetäre Zwischenziel wird daher eine Reaktionsfunktion für das Operationsziel „Tagesgeldsatz“ gegenübergestellt.

Schätzungen von Reaktionsfunktionen sind naturgemäß mit einem Simultaneitätsproblem behaftet. Einerseits hat die Kontrollvariable eine Wirkung auf die Zielvariablen, andererseits wird davon ausgegangen, daß der Instrumenteneinsatz auf unerwünschte Entwicklungen der Zielvariablen reagiert. Statt multiple Regressionen zu schätzen, wird daher in *Abschnitt III.* anhand der Granger-Analyse untersucht, ob sich „Kausalität“ (im zeitlichen Sinne des post hoc ergo propter hoc) zwischen den Kontrollvariablen und den geldpolitischen Zielvariablen nachweisen läßt.

Mit Hilfe der von Dickey, Fuller u.a. entwickelten Verfahren (Einheitswurzeltests) wird zunächst eine Transformation der Zeitreihen bestimmt, die Stationarität sicherstellt. Sodann werden in zwei Testreihen die Kausalitätsverhältnisse sowohl zwischen dem Operationsziel (Tagesgeldzins) als auch zwischen dem geldpolitischen Zwischenziel (M3) und potentiellen Einflußfaktoren auf das Bundesbankverhalten geprüft. Ein Überblick über die Ergebnisse wird am Ende des empirischen Teils gegeben. In der *Schlußbetrachtung* werden die wichtigsten Ergebnisse diskutiert.

Die Untersuchung unterscheidet sich von früheren Studien zum Verhalten der Bundesbank<sup>1</sup> durch (1) die Berücksichtigung des mehrstufigen Steuerungskonzepts, (2) die Verwendung des monetären Zwischenziels als erklärende Variable bei gleichzeitiger Beachtung diskretionärer Elemente der Geldpolitik und (3) die Anwendung zeitreihenanalytischer Verfahren.

## II. Bestimmung von Reaktionsfunktionen der Bundesbank

### 1. Prinzip der Ableitung von Reaktionsfunktionen

Die Ableitung einer Verhaltensfunktion für eine wirtschaftspolitische Instanz läßt sich als Spezialfall des allgemeinen quadratischen Kontrollproblems betrachten. Ausgehend von einer Zielfunktion (Verlustfunktion) und Nebenbedingungen, die in reduzierter Form das wirtschaftspolitische „Modell“ der Bundesbank abbilden, wird eine Entscheidungsre-

<sup>1</sup> Z.B. Gordon (1977), Basler (1979), Geisler (1983), Kröger (1983), Willms (1983), Laney (1985), Trehan (1988), Neumann und von Hagen (1993).

gel für den optimalen Instrumenteneinsatz formuliert.<sup>2</sup> Diese Regel kann unter der Annahme, die Zentralbank verhalte sich näherungsweise so, daß sie ihre Instrumente gemäß ihren Zielen und Strukturvorstellungen optimal einsetzt, als Verhaltensfunktion – *Reaktionsfunktion* – interpretiert und empirisch geprüft werden.<sup>3</sup>

Eine auf diese Weise abgeleitete Reaktionsfunktion beschreibt einen linearen Zusammenhang zwischen dem Einsatz der Instrumente und den Zielabweichungen, mit denen *ohne eine Instrumentenvariation* zu rechnen wäre. Erwartet die Bundesbank eine Zielverfehlung, reagiert sie mit geldpolitischen Maßnahmen, wobei sie mögliche Rückwirkungen auf andere Ziele berücksichtigt. Das Ausmaß der Reaktion hängt ab vom Grad der erwarteten Zielverfehlung, vom relativen Gewicht der Zielvariablen und von der erwarteten Wirkung der eingesetzten Instrumente.<sup>4</sup>

Um eine solche Funktion zu spezifizieren, sind die Kontrollvariablen auszuwählen, die das Notenbankverhalten repräsentieren können. Es sind die Ziele zu identifizieren, die die geldpolitischen Entscheidungen bestimmen.<sup>5</sup> Und es ist zu klären, wie die ohne Instrumentenvariation erwartete Entwicklung der Zielvariablen erfaßt werden kann.

## 2. Institutioneller Rahmen und Ziele der Geldpolitik

Aus der Aufgabe, die Währung zu sichern (§ 3 Gesetz über die Deutsche Bundesbank), leitet die Bundesbank vornehmlich das Ziel der Geldwertstabilität ab, das sie mit Preisniveaustabilität gleichsetzt.<sup>6</sup> Mit der Verpflichtung der Bundesbank, „unter Wahrung ihrer Aufgabe die allgemeine Wirtschaftspolitik der Bundesregierung zu unterstützen“ (§ 12 BBankG), werden ein hoher Beschäftigungsstand, außenwirtschaftliches Gleichgewicht sowie ein stetiges und angemessenes Wirtschaftswachstum

---

<sup>2</sup> Diese Regel erhält man durch Optimierung der Zielfunktion in bezug auf die Instrumente unter den Nebenbedingungen. S. z.B. *Theil* (1964). Zu einer kritischen Diskussion der zugrundeliegenden Annahmen s. *Bryant* (1980), 167 f.

<sup>3</sup> Zum formalen Rahmen s. die frühe Studie von *Wood* (1967).

<sup>4</sup> Die zu schätzenden Reaktionskoeffizienten setzen sich multiplikativ aus den Zielgewichten (Präferenzen) und den von der Zentralbank vermuteten Strukturparametern zusammen.

<sup>5</sup> Im Unterschied zu alternativen, bürokratiethoretischen Ansätzen werden ausschließlich makroökonomische Zielvariablen betrachtet. Der persönliche Nutzen der Zentralbankpolitiker hängt weitgehend von der Realisierung der wirtschaftspolitischen Ziele ab. Nur dann genießt die Bundesbank das Ansehen, das die Unabhängigkeit sichert und damit die Realisierung persönlicher Ziele erlaubt. Zu einer Public-Choice-Analyse der Bundesbank s. *Vaubel* (1993).

<sup>6</sup> Vgl. *Deutsche Bundesbank* (1989), 11.

(§ 1 Wachstums- und Stabilitätsgesetz) mittelbar gleichfalls zu Zielen der Geldpolitik. Durch die Zugehörigkeit zum Europäischen Währungssystem (EWS) sieht sich die Bundesbank zudem verpflichtet, den Kurs der D-Mark gegenüber den übrigen Teilnehmerwährungen innerhalb einer bestimmten Bandbreite um die jeweiligen Leitkurse zu stabilisieren.<sup>7</sup> Auch nach der Bandbreitenerweiterung Anfang August 1993 dürfte die Bundesbank diese Orientierung im Prinzip beibehalten haben.

Neben diesen von außen vorgegebenen Zielen entwickelt die Bundesbank eigene wechselkurspolitische Zielvorstellungen. Nach ihrer Auffassung besteht die außenwirtschaftliche Absicherung der Geldpolitik im Prinzip darin, die Wechselkursentwicklung den Marktkräften zu überlassen.<sup>8</sup> Dennoch habe es sich in einzelnen Jahren als unumgänglich erwiesen, auf „offenkundige Fehlentwicklungen“ der Wechselkurse zu reagieren.<sup>9</sup> Dazu zählt sie vor allem abrupte („erratische“) Kursausschläge und Kursbewegungen, die weit über das internationale Preis- und Kostengefälle hinausgehen.<sup>10</sup> Um „geordnete“ Marktverhältnisse aufrechtzuerhalten, versucht die Bundesbank, solche Kursbewegungen (insbesondere die kurzfristigen Wechselkursausschläge am DM-Dollar-Markt) zu unterbinden oder zu glätten.<sup>11</sup> In diesem Sinne interpretiert sie auch informelle internationale Absprachen zur Wechselkursentwicklung wie das „Plaza-agreement“ (1985) oder den „Louvre-accord“ (1987).

Aus den institutionellen Bedingungen und den Veröffentlichungen der Bundesbank lassen sich wichtige Anhaltspunkte zur Auswahl der Zielvariablen gewinnen.<sup>12</sup> Inwieweit die genannten Ziele tatsächlich einen bestimmenden Einfluß auf die Geldpolitik ausüben, kann nur empirisch geklärt werden.

---

<sup>7</sup> Vgl. *Deutsche Bundesbank* (1989), 13, 44.

Die Bundesbank hat sich jedoch in einer Abmachung mit der Bundesregierung vorbehalten, ihre Devisenmarktinterventionen auszusetzen, wenn sich übermäßige Interventionsverpflichtungen ergäben, durch welche die Geldwertstabilität bedroht würde. Vgl. *Emminger* (1986), 361f. S.a. *Lambsdorff* (1978), 9503; *Tietmeyer* (1990), 3.

<sup>8</sup> Vgl. *Deutsche Bundesbank* (Geschäftsbericht für 1974), 44.

<sup>9</sup> Vgl. *Deutsche Bundesbank* (1985), 20.

<sup>10</sup> Vgl. *Deutsche Bundesbank* (1989), 11f.; *dieselbe*, (Geschäftsbericht für 1982), 78 und (für 1987), 11f.

<sup>11</sup> Vgl. *Deutsche Bundesbank* (1989), 44.

<sup>12</sup> Zur Wahl der entsprechenden Zielindikatoren s. u. Kap. III.2.

### 3. Das Steuerungskonzept der Bundesbank und die Bestimmung alternativer Reaktionsfunktionen

#### a) Geldmengenziele und diskretionäre Elemente der Geldpolitik

Kernelement der geldpolitischen Konzeption der Bundesbank ist die Verwendung einer Zwischenzielgröße (1975 bis 1987 Zentralbankgeldmenge, seit 1988 Geldmenge M3).<sup>13</sup> Beide Aggregate sind nach Auffassung der Bundesbank hinlänglich kontrollierbar und stehen in einem engen Zusammenhang mit der wirtschaftlichen Entwicklung.<sup>14</sup> Von den Endzielen her betrachtet, hat die Zwischenzielvariable die Funktion einer Kontrollvariablen und kann daher in einer Reaktionsfunktion als abhängige Variable mit den Endzielen verknüpft werden.

Die Bundesbank kündigt den für das jeweils nächste Jahr angestrebten Wert ihres Zwischenziels an. Damit ist der diskretionäre Spielraum der Geldpolitik begrenzt; denn das Geldmengenziel wird von der Bundesbank nicht allein als Informationsinstrument betrachtet, um die Kosten von Fehlern in den Inflationserwartungen zu begrenzen, sondern auch als Mittel der Selbstbindung gesehen.<sup>15</sup> Orientierte sich die Bundesbank allein am jeweils angekündigten Geldmengenziel, hätte die *laufende* Entwicklung der oben diskutierten Endzielvariablen *innerhalb der Zielperiode* keinen Einfluß auf ihr Verhalten. Abweichungen der Geldmengenentwicklung vom angekündigten Zielpfad spiegelten lediglich einen stochastischen Kontrollfehler wider.

Die Bundesbank betont jedoch, daß das *angekündigte* Ziel nicht der alleinige Orientierungspunkt ihres geldpolitischen Handelns ist.<sup>16</sup> Bereits das Geldmengenziel selbst läßt Raum für diskretionäre Politik. Seit 1979 wird es als ein auf das 4. Quartal bezogenes Verlaufsziel formuliert und mit einem Zielkorridor versehen.<sup>17</sup> Die Bundesbank versteht das Ziel

<sup>13</sup> Zentralbankgeldmenge: Bargeldumlauf plus Mindestreserve-Soll auf Inlandsverbindlichkeiten (auf Basis der Reservesätze von Januar 1974).

Geldmenge M3: Bargeldumlauf, Sichteinlagen, Termingelder bis unter 4 Jahren und Spareinlagen von inländischen Nichtbanken bei inländischen Kreditinstituten.

<sup>14</sup> Vgl. *Deutsche Bundesbank* (1985), 14ff. *Neumann und von Hagen* (1987) sowie *von Hagen* (1988) bestätigen, daß beide Zwischenzielgrößen mit Hilfe des Steuerungsverfahrens der Bundesbank kontrolliert werden können.

<sup>15</sup> Zu einer Begründung ihrer Zwischenzielstrategie s. z.B. *Deutsche Bundesbank* (1989), 83ff.

<sup>16</sup> Vgl. z.B. *Deutsche Bundesbank* (1989), 97 und 105.

<sup>17</sup> Auch das Ziel für 1989 („etwa 5%“) signalisierte, daß eine Zielrealisierung innerhalb einer gewissen Bandbreite angestrebt wurde. 1979 bis 1984 wurde die

zudem als ein Jahresziel, das nicht zwangsläufig eine kontinuierliche Entwicklung innerhalb des Korridors erfordert. Der so gewonnene Spielraum wird nicht in erster Linie mit technischen Steuerungsproblemen gerechtfertigt. Vielmehr will sich die Bundesbank, trotz Geldmengenregel, die Möglichkeit erhalten, auf unerwartete „Störungen“ zu reagieren, „ohne dabei die Glaubwürdigkeit der Geldmengensteuerung aufs Spiel zu setzen“.<sup>18</sup> Ausdrücklich genannt werden: unerwartete Entwicklungen der Preise, der Konjunktur und der Wechselkurse. Über diesen Spielraum wurde in einzelnen Jahren durch bewußt zugelassene Über- und Unterschreitungen des angekündigten Ziels noch hinausgegangen (vgl. Grafik 1).<sup>19</sup> Es ist daher zu vermuten, daß eine unerwünschte Entwicklung der Endziele, die *bei der Festlegung* des Geldmengenziels noch nicht abzusehen war, bereits kurzfristig zu einer geldpolitischen Reaktion führt.

#### b) Reaktionsfunktion für das Zwischenziel

Um zu prüfen, inwieweit die geldpolitischen Entscheidungen zugleich durch kürzerfristige diskretionäre Elemente geprägt werden, wird das *aktuelle* Zwischenziel als ein *zusammengesetztes Ziel* betrachtet, das aus dem *angekündigten* Geldmengenziel ( $M_t^{\text{anZ}}$ ) und einem *diskretionären* Teil ( $M_t^{\text{diskZ}}$ ) besteht, der von Monat zu Monat variieren kann. Für den angestrebten Wert des Zwischenziels ( $M_t^Z$ ) gilt somit:

$$(1) \quad M_t^Z = M_t^{\text{anZ}} + M_t^{\text{diskZ}}$$

Bei der Formulierung einer entsprechenden Reaktionsfunktion für das Zwischenziel wird davon ausgegangen, daß das angekündigte Ziel bereits festgelegt ist. Der diskretionäre Teil wird – dem kontrolltheoretischen Kalkül folgend – so bestimmt, daß der zu erwartende Verlust, der sich aus Abweichungen der Endzielvariablen von den *für die Geltungsdauer* des Geldmengenziels angestrebten Werten ( $y_t^Z$ ) ergibt, minimiert wird.<sup>20</sup>

---

angestrebte Position im Korridor bei der Überprüfung zur Jahresmitte präzisiert, 1991 der Korridor selbst abjustiert.

<sup>18</sup> Vgl. z.B. *Deutsche Bundesbank* (1989), 102, 104.

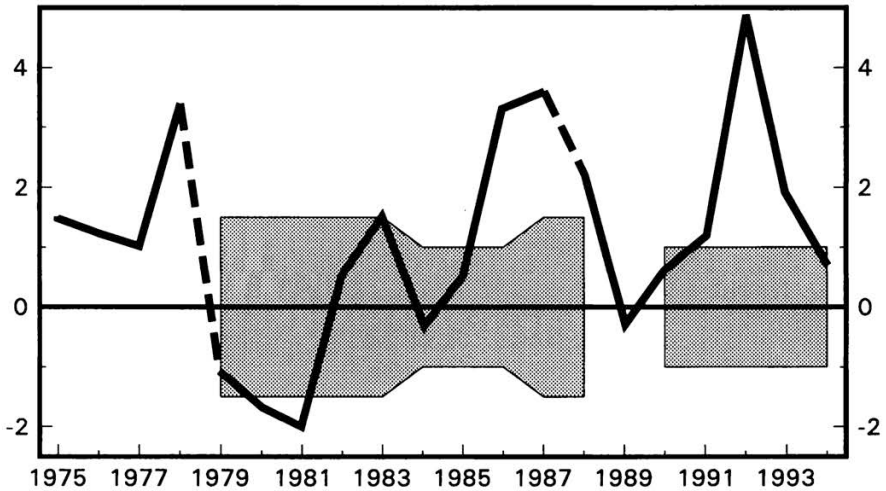
<sup>19</sup> Vor allem die Überschreitungen der Jahre 1978, 1986 bis 1988 und 1992 charakterisiert die Bundesbank weniger als steuerungstechnisch bedingt, sondern als bewußte geldpolitische Reaktion. Vgl. *Bundesbank* (1985), 25; *dieselbe* (1989), 105, und (1993), 109; *Schlesinger* (1983), 9.

<sup>20</sup> Um die Darstellung einfach zu halten, werden in der formalen Ableitung Dynamik, ein mehrperiodischer Planungshorizont und (multiplikative) Koeffizien-

## Grafik 1

## Geldmengenziele

Abweichung der Zielvariablen von der Korridormitte in Prozentpunkten



Nach Angaben der Deutschen Bundesbank. Bis 1987 Ziel für Zentralbankgeldmenge, ab 1988 für M3 (ab 1991 erweitertes Währungsgebiet); 1975 Jahresverlauf (Dezember 1974 bis Dezember 1975), 1976 - 1978 Jahresdurchschnitte, ab 1979 Jahresverlauf (bezogen auf das vierte Quartal).

Zielfunktion:<sup>21</sup>

$$(2) \quad EL(y_t) = (Ey_t - y_t^Z)' W (Ey_t - y_t^Z) + W \text{var } y_t,$$

wobei:

$E$  Erwartungswert

$L$  Verlust

$y_t$  Vektor mit  $m$  Zielvariablen

$y_t^Z$  für die jeweilige Zielperiode des Geldmengenziels angestrebte Zielwerte von  $y_t$

tenunsicherheit vernachlässigt. Werden diese berücksichtigt, ändert sich die Gestalt der Reaktionsfunktion nicht grundlegend. Jedoch sind bei der Interpretation der Koeffizienten zusätzliche Faktoren zu beachten. S. dazu ausführlich Schultes (1994), 22 ff.

<sup>21</sup> Gl. (2) folgt aus:  $EL(y_t) = E[(y_t - y_t^Z)' W (y_t - y_t^Z)]$

$W$  Matrix ( $m \times m$ ) der Zielgewichte. (Es wird eine Diagonalmatrix unterstellt.)

var Varianz

Transposition

„Modell“ der Bundesbank:<sup>22</sup>

$$(3a) \quad y_t = bM_t^{\text{disk}} + cM_t^{\text{anZ}} + E(y_t | Iy_t) + u_t,$$

wobei:

$M_t$  Zwischenziel (Geldmenge)

$M_t^{\text{disk}}$  diskretionäre Komponente der Zwischenzielvariablen

$M_t^{\text{anZ}}$  von der Bundesbank angekündigtes Geldmengenziel (auf Monatswerte umgerechnet)

$b, c$  Vektoren der Wirkungskoeffizienten ( $m$  Elemente)

$Iy_t$  Vektor aller Variablen *aufßer*  $M_t$ , die die Bundesbank bei ihrer Erwartungsbildung über  $y_t$  *im Entscheidungszeitpunkt* berücksichtigt.

$E(y_t | Iy_t)$  Erwartungswert von  $y_t$ , gegeben die Informationsmenge  $Iy_t$ ; d.h. der *von der Bundesbank ohne Instrumentenveränderung erwartete Wert* von  $y_t$ .

$u_t$  Störterm (Schätzfehler der Bundesbank) (Vektor mit  $m$  Elementen) mit Erwartungswert  $E u_t = 0$  und Varianz  $\text{var } u_t = \sigma_{u_t}^2$

Die Koeffizienten  $b$  und  $c$  können gleich oder verschieden sein. Es kann nicht von vornherein ausgeschlossen werden, daß rationale Wirtschaftssubjekte auf angekündigte Geldmengenänderungen anders reagieren als auf diskretionäre Änderungen.<sup>23</sup>

Der Ausdruck  $E(y_t | Iy_t)$  faßt die Erwartungen der Bundesbank über die Wirkung des in der Vergangenheit bereits erfolgten Instrumentenein-

<sup>22</sup> Die Bundesbank kann die Geldmenge gemäß der Leitannahme bis auf einen stochastischen Kontrollfehler steuern. Dieser ist für die Marktteilnehmer (wie auch für die Bundesbank) überraschend. Seine Wirkung auf die Zielvariablen  $y$  kann als ein Teil des Störterms  $u_t$  in (3a) betrachtet werden.

<sup>23</sup> Die Privaten mögen zwar das Optimierungskalkül der Bundesbank für die diskretionäre Komponente kennen, aber die Bundesbank verfügt über Beobachtungen zum Zeitpunkt der Bestimmung von  $M^{\text{disk}}$ , über die die Privaten noch nicht verfügen, so daß die konditionierten Erwartungswerte der Bundesbank für die endogenen Variablen zum Zeitpunkt der Bestimmung von  $M^{\text{disk}}$  von denen der Privaten abweichen.



satzes und der sonstigen vorherbestimmten Variablen, denen sie eine Wirkung beimißt, auf die Zielvariablen ( $y_t$ ) zusammen.

Als Nebenbedingungen folgen aus (3a) für Erwartungswert und Varianz:

$$(3b) \quad E y_t = b M_t^{\text{disk}} + c M_t^{\text{anz}} + E(y_t | I y_t)$$

$$(3c) \quad \text{var } Y_t = \sigma_{ut}^2$$

Als Zielwert für den diskretionären Teil des Geldmengenziels erhält man nach Minimierung der Zielfunktion (2) unter den Nebenbedingungen (3b) und (3c):

$$(4) \quad M_t^{\text{disk}Z} = (b' W b)^{-1} b' W (y_t^Z - c M_t^{\text{anz}} - E(y_t | I y_t))$$

Problem ist, daß die monatlichen Zielwerte  $y_t^Z$  nicht beobachtbar sind. Sie können jedoch als diejenigen Werte der Endzielvariablen aufgefaßt werden, die von der Bundesbank *im Zeitpunkt der Festlegung* des jährlichen Geldmengenziels als realisierbar erachtet wurden.<sup>24</sup> Es gilt somit:

$$(5) \quad y_t^Z = c M_t^{\text{anz}} + E(y_t | I y_{GMZt}),$$

wobei:

$I y_{GMZt}$  Vektor aller Variablen *außer*  $M_t^{\text{anz}}$ , die die Bundesbank *im Zeitpunkt der Festlegung* des Geldmengenziels der Periode  $t$  bei ihrer Erwartungsbildung über  $y_t$  berücksichtigt.

$E(y_t | I y_{GMZt})$  Erwartungswert von  $y_t$ , gegeben die Informationsmenge  $I y_{GMZt}$ ; d.h. der von der Bundesbank bei der Festlegung des Geldmengenziels der Periode  $t$  (ohne die Wirkung von  $M_t^{\text{anz}}$ ) erwartete Wert von  $y_t$ .

Werden die (kurzfristig) angestrebten Werte  $y_t^Z$  auf diese Weise analytisch erfaßt, ist ihre direkte Quantifizierung nicht erforderlich. Nach Einsetzen von (5) in (4) ergibt sich als optimale Lösung für den diskretionären Teil des Geldmengenziels:

$$(6) \quad M_t^{\text{disk}Z} = (b' W b)^{-1} b' W (E(y_t | I y_{GMZt}) - E(y_t | I y_t))$$

<sup>24</sup> Diese Zielwerte können sich von den auf längere Sicht angestrebten Werten unterscheiden. Zudem kann  $y_t^Z$  andere Variable umfassen, als sie bei der jährlichen Ableitung des Geldmengenziels genannt werden.

Interpretiert man diese Entscheidungsregel als Reaktionsfunktion und nimmt das angekündigte Geldmengenziel hinzu, erhält man als Reaktionsfunktion für das Zwischenziel:

$$(7) \quad M_t = M_t^{\text{anz}} + (b' W b)^{-1} b' W (E(y_t | I y_{GMZt}) - E(y_t | I y_t))$$

Demnach reagiert die Bundesbank mit einer diskretionären Anpassung ihres Zwischenziels, wenn die *laufenden* Erwartungen in bezug auf die Endzielvariablen von den *ursprünglichen* Erwartungen *im Zeitpunkt der Festlegung des Geldmengenziels* abweichen. Eben diese Möglichkeit hält sich die Bundesbank ausdrücklich offen, wenn sie auf die Notwendigkeit verweist, trotz des angekündigten Geldmengenziels auf unerwartete Störungen in der Entwicklung der Konjunktur, der Preise und der Wechselkurse reagieren zu können.<sup>25</sup>

Soll (7) als Schätzfunktion implementiert werden, sind die bedingten Erwartungswerte über die Entwicklung der Zielvariablen mit empirischem Gehalt zu versehen; d.h., es ist die Erwartungsbildung der Bundesbank über ihre Endzielvariablen zu erfassen. Die (ohne Instrumentenvariation) erwartete Entwicklung der Zielvariablen wird von allen exogenen und verzögert endogenen Variablen bestimmt, denen die Bundesbank in ihrem „Modell“ einen Einfluß auf ihre Zielvariablen beimißt. Hier wird jedoch darauf verzichtet, eine Reaktionsfunktion auf Grundlage einer konkreten, der Notenbank unterstellten Strukturvorstellung zu schätzen. Statt dessen soll die erwartete Entwicklung approximiert werden, indem der Ausdruck  $E(y_t | I y_{GMZt}) - E(y_t | I y_t)$  durch ein Lag-Polynom von  $y$  erfaßt wird. Zudem werden verzögerte Werte der Kontrollvariablen  $M$  berücksichtigt.<sup>26</sup> Darüber hinausgehende „allgemein verfügbare“ Informationen über den Erwartungsbildungsprozeß werden nicht genutzt.

Ein solches Vorgehen kann empirisch nur schwächere Evidenz erbringen als eine auf Grundlage einer konkreten Struktur geschätzte Reaktionsfunktion.<sup>27</sup> Der Weg, Strukturvorstellungen der Bundesbank zur Spezifizierung zu nutzen, ist theoretisch befriedigender, stößt aber auf erhebliche praktische Schwierigkeiten, da der Prozeß der Erwartungsbildung nicht beobachtbar ist. Zwar gibt es Ansatzpunkte, Aufschluß über

<sup>25</sup> Vgl. *Deutsche Bundesbank* (1989), 104f.

<sup>26</sup> Zu einer Begründung s. *Bradley und Potter* (1986), 144f. In der kurzen Frist dürfte damit die Erwartungsbildung annähernd unverzerrt abgebildet werden.

<sup>27</sup> „Schwächere“ Evidenz ist nicht gleichzusetzen mit „beliebig“ oder Null-Information.

die Strukturvorstellungen zu gewinnen – so wird die jährliche Ableitung des Geldmengenziels von der Bundesbank jeweils ausführlich kommentiert –, doch gelten die der Ableitung des Geldmengenziels zugrundeliegenden Strukturbeziehungen nur in der langen Frist. Das gilt auch für andere Strukturinformationen, die sich aus den Publikationen der Bundesbank ableiten lassen. Über die *kürzerfristigen* Erwartungen der Bundesbank, deren Einfluß auf die geldpolitischen Entscheidungen hier geprüft werden soll, läßt sich von daher wenig aussagen.<sup>28</sup>

Es ist nicht auszuschließen, daß die Erwartungen der geldpolitischen Entscheidungsträger über die kurzfristige Entwicklung ihrer Zielvariablen in erster Linie von der Entwicklung dieser Variablen in der Vergangenheit geprägt werden. Eine Reaktionsfunktion, die eine detailliertere Struktur unterstellte, wäre in diesem Fall nicht in der Lage, kurzfristige Determinanten der Geldpolitik aufzuzeigen.<sup>29</sup>

Erfaßt man daher die kurzfristige Erwartungsbildung der Bundesbank über ihre Zielvariablen lediglich mit Hilfe von Lag-Werten der Zielvariablen und der Instrumentvariablen und verzichtet darauf,  $M_t^{\text{anZ}}$  explizit in die Schätzgleichung aufzunehmen (geringe Variation), erhält man:<sup>30</sup>

$$(8) \quad M_t = (b' W b)^{-1} b' W (C L y_t + \alpha' L M_t),$$

wobei:

$L y_t$	$y_{t-1}, \dots, y_{t-l}$
$C$	Koeffizientenmatrix ( $m \times ml$ )
$L M$	$M_1, \dots, M_{t-k}$
$\alpha'$	$\alpha_1, \dots, \alpha_k$

<sup>28</sup> Man könnte daran denken, weitere Informationen aus verschiedenen Versionen des ökonometrischen Modells der Bundesbank zu entnehmen. Ob sich auf diese Weise tatsächlich „die“ Strukturvorstellungen der Mitglieder des Zentralbankrates verlässlich erfassen lassen, ist zweifelhaft. *Dudler* (1983a, 47f.) und *Jahnke* (1983, 33f.) sind in dieser Hinsicht skeptisch.

<sup>29</sup> Tests dieser Art sind verbundene Tests über die angenommenen Strukturvorstellungen und die Ziele, deren Einfluß auf die Geldpolitik geprüft werden soll. Im Fall einer auf der Grundlage einer konkreten Struktur geschätzten Reaktionsfunktion besteht daher die Gefahr, daß tatsächliche Zielgrößen als Einflußfaktoren der Geldpolitik abgelehnt werden, weil die unterstellten Strukturhypothesen nicht zutreffen.

<sup>30</sup>  $M_t^{\text{anZ}}$  variiert nur beim Übergang zu einem neuen und veränderten Geldmengenziel. Wird aufgrund der bei Monatswerten geringen Variation auf  $M_t^{\text{anZ}}$  als erklärende Variable verzichtet, spiegelt sich ihr Einfluß in der Konstanten der Schätzung.

Die Schätzung einer solchen Reaktionsfunktion ist insofern problematisch, als das Zwischenziel keine direkte Kontrollvariable darstellt. In der kurzen Frist, auf die diese Untersuchung abzielt, kann die beobachtete Entwicklung der Zwischenzielvariablen deutlich von der geldpolitisch gewünschten abweichen. Bei stochastischen Kontrollfehlern sind die Koeffizientenschätzungen zwar unverzerrt. Je größer aber die Abweichungen sind, um so weniger der Varianz der Zwischenzielvariablen wird erklärt, und um so geringer ist die Chance, die Einflußfaktoren auf das Bundesbankverhalten zu identifizieren. Daher wird der Reaktionsfunktion für das Zwischenziel eine Reaktionsfunktion für eine von der Bundesbank unmittelbar kontrollierte Variable gegenübergestellt, die das kürzerfristige Verhalten mit geringerer Fehlervarianz widerspiegeln soll. Um eine entsprechende Variable zu identifizieren, wird das Verfahren zur Kontrolle des monetären Zwischenziels näher betrachtet.

#### c) Geldmarktsatz als Operationsziel

Das Zwischenziel wird seinerseits in einem zweistufigen Verfahren über ein kurzfristiges Operationsziel kontrolliert.<sup>31</sup> Als Operationsziel wird eine jederzeit beobachtbare Variable genutzt, die unmittelbar (oder mit nur sehr kurzer Verzögerung) auf den Instrumenteneinsatz reagiert und zugleich in einem engen Zusammenhang zum monetären Zwischenziel steht. Der Einsatz der Einzel-Instrumente richtet sich in diesem Verfahren darauf, das Operationsziel (im Wege des „trial and error“) zu realisieren. Das Operationsziel spiegelt so die beabsichtigte Wirkung der geldpolitischen Einzelmaßnahmen wider. In bezug auf das Zwischenziel ist es als Instrument zu betrachten. Es ist somit geeignet, die Reaktion der Bundesbank (in der kurzen Frist) auf die Entwicklung ihrer Zielvariablen abzubilden. Dagegen läßt eine Erfassung des Bundesbankverhaltens auf der Ebene der Einzel-Instrumente aufgrund des wechselnden Einsatzes und der Verschiebung der Gewichtung einzelner Instrumente im Zeitablauf kaum eine stabile Verhaltensfunktion erwarten.<sup>32</sup>

---

<sup>31</sup> Vgl. *von Hagen* (1988), 91 f. Wesentlicher Grund ist, daß das gewählte Zwischenziel weder laufend beobachtbar ist, noch mit den Instrumenten in deterministischer Weise verbunden ist. Es wird lediglich ein Wert je Monat ermittelt, der zudem erst mit Verzögerung vorliegt.

<sup>32</sup> Schätzungen mit Einzel-Instrumenten (z.B. *Basler* (1979), *Frey* und *Schneider* (1981), *Baum* (1983), *Geisler* (1983)) dürften daher für den hier betrachteten Untersuchungszeitraum nicht angemessen sein. Veränderungen des relativen Gewichts einzelner Instrumente zeigen sich vor allem in der wechselnden Funktion des Lombardsatzes und in dem hohen Rang, der den Wertpapierpensionsge-

Ein Operationsziel wird von der Bundesbank nicht explizit bekanntgegeben. Aus ihrer Steuerungspraxis läßt sich jedoch ableiten, daß dem Satz für Tagesgeld am Interbankengeldmarkt diese Funktion zukommt.

Entscheidender Ansatzpunkt der monetären Steuerung ist die Art und Weise, wie die Bundesbank den durch Mindestreserveverpflichtungen und Bargeldabflüsse bedingten Zentralbankgeldbedarf der Kreditinstitute abdeckt.<sup>33</sup> Aufgrund der unterschiedlichen Berechnungsperioden für das Mindestreserve-Soll und das Reserve-Ist steht das Soll des laufenden Monats bereits zur Monatsmitte fest. Die Bundesbank geht daher im Laufe eines Kalendermonats von einer wenig elastischen Nachfrage nach Zentralbankgeld aus und hält es für notwendig, den Zentralbankgeldbedarf kurzfristig zu befriedigen, selbst wenn dabei zeitweilig mehr Zentralbankguthaben bereitzustellen ist, als dies der Zielpfad eigentlich zuläßt.<sup>34</sup> Diese Praxis hat zur Folge, daß Mengenkonstrukte nicht geeignet sind, das (kurzfristige) geldpolitische Verhalten widerzuspiegeln, da sie nicht allein von der Bundesbank bestimmt werden. Hinzu kommt, daß die Menge der Zentralbankgeldbereitstellung nicht bei allen Instrumenten im Ermessen der Bundesbank liegt.<sup>35</sup>

Bei den wichtigsten Instrumenten kann sie jedoch den „Preis“ festsetzen, zu dem sie Zentralbankgeld zur Verfügung stellt. Entsprechend zielt der Einsatz der Einzel-Instrumente ganz überwiegend auf die Bestimmung des „Preises“ von Zentralbankgeld.<sup>36</sup> Der Preiseffekt des Einsatzes der einzelnen Instrumente kann auf einfache Weise erfaßt werden: Aus der Sicht eines einzelnen Kreditinstituts bietet der Interbankengeldmarkt (insbesondere der Markt für Tagesgeld) eine Alternative zur Bundesbank bei der Beschaffung oder Anlage von Zentralbankgeld.<sup>37</sup> Der Tagesgeldsatz ist folglich ein jederzeit beobachtbarer Marktpreis für Zentralbankgeld, der aufgrund der gegebenen Arbitragemöglichkeiten in einem engen Zusammenhang zum Instrumenteneinsatz der Bundesbank steht.<sup>38</sup> Der

---

schäften seit Mitte der 80er Jahre zugewachsen ist. Zur Modifizierung des Instrumenteneinsatzes im Zeitverlauf s. *Dudler* 1986; *Schlesinger* (1988); *Deutsche Bundesbank* (1989), 54.

<sup>33</sup> Vgl. *Issing* (1990), 258.

<sup>34</sup> Vgl. z.B. *Deutsche Bundesbank* (1989), 109. *Neumann* und *von Hagen* (1993), 318, machen deutlich, daß die Logik dieses Arguments auf der Beobachtung beruht, daß die Kreditinstitute keine nennenswerten Überschußreserven halten, dies aber gerade darauf zurückzuführen ist, daß die Bundesbank kurzfristig die Nachfrage nach Zentralbankgeld akkommodiert.

<sup>35</sup> Vgl. *Jahnke* (1983), 17.

<sup>36</sup> Vgl. *Neumann* und *von Hagen* (1993), 318 f.

<sup>37</sup> Vgl. *Deutsche Bundesbank* (1989), 27 f.

<sup>38</sup> Zu Einzelheiten der Steuerung des Geldmarktes s. *Dudler* (1986).

Geldmarktsatz spiegelt auf diese Weise *geldpolitisch beabsichtigte* Veränderungen des Preises für Zentralbankgeld. Er ist in dem von der Bundesbank als „Steuerung des Geldmarktes auf Sicht“ charakterisierten Verfahren das wesentliche Operationsziel und somit geeignet, das geldpolitische Verhalten in der kurzen Frist abzubilden.<sup>39</sup>

#### d) Reaktionsfunktion für das Operationsziel

Variationen des Geldmarktsatzes sind darauf gerichtet, die Entwicklung des monetären Zwischenziels auf dem Zielpfad zu halten. Damit ergibt sich folgende Reaktionsfunktion:<sup>40</sup>

$$(9) \quad \Delta RTA_t = (1/a)(M_t^Z - E(M_t | IM_t)),$$

wobei:

$\Delta$	1. Differenz ( $\Delta RTA_t = RTA_t - RTA_{t-1}$ )
$RTA_t$	kurzfristiges Operationsziel (Satz für Tagesgeld)
$a$	Wirkungskoeffizient von $\Delta RTA$
$IM_t$	Vektor aller Variablen, außer $\Delta RTA_t$ , die die Bundesbank bei ihrer Erwartungsbildung über $M_t$ im Entscheidungszeitpunkt berücksichtigt.
$E(M_t   IM_t)$	Erwartungswert von $M_t$ , gegeben die Informationsmenge $IM_t$ ; d.h. der von der Bundesbank ohne Instrumentenvariation erwartete Wert von $M_t$ .

Der Ausdruck  $E(M_t | IM_t)$  faßt wiederum die Erwartungen der Bundesbank über die Wirkung des in der Vergangenheit erfolgten Instrumenteneinsatzes und der sonstigen vorherbestimmten Variablen auf  $M_t$  zusammen.

<sup>39</sup> Zwar gebraucht die Bundesbank meist den allgemeinen Begriff „Geldmarktbedingungen“. *Dudler* (1983a, 49) stellt jedoch klar, daß dieser Begriff „als eine Rahmenvorstellung für die kurzfristigen Operationsziele der Zins- und Liquiditätspolitik“ durch die Satzentwicklung am Interbankengeldmarkt empirisch sinnvoll ausgefüllt ist. *H. J. Dudler* war zum damaligen Zeitpunkt Leiter der Abteilung Geld-, Kredit- und Kapitalmarkt in der Deutschen Bundesbank.

<sup>40</sup> Dabei wurde von folgendem „Modell“ der Bundesbank ausgegangen: (9a)  $M_t = a\Delta RTA_t + E(M_t | IM_t) + \epsilon_t$ , wobei:  $\epsilon_t$  Störterm (Schätzfehler der Bundesbank) mit Erwartungswert  $E\epsilon_t = 0$  und Varianz  $\text{var } \epsilon_t = \sigma_{\epsilon_t}^2$ .

Damit erhält man als Nebenbedingungen des quadratischen Kontrollproblems: (9b)  $EM_t = a\Delta RTA_t + E(M_t | IM_t)$  und (9c)  $\text{var } M_t = \sigma_{\epsilon_t}^2$ . (Wobei  $E(\Delta RTA) = \Delta RTA$  gesetzt wurde, da die Bundesbank den Wert ihres Instruments kennt.)

Zur formalen Ableitung s. *Schultes* (1994), 66 ff. Zur Berechnung eines Zielwerts für ein Operationsziel s.a. *von Hagen* (1986), 70 f.

Die Differenz zwischen dem angestrebten Wert des Zwischenziels ( $M_t^Z$ ) und dem ohne Instrumentenvariation erwarteten Wert ( $E(M_t | IM_t)$ ) bestimmt das Maß der geldpolitischen Reaktion. Der angestrebte Wert ( $M_t^Z$ ) ist, wie oben dargelegt, nicht unmittelbar beobachtbar. Setzt man daher dessen Bestimmungsfaktoren direkt in die Reaktionsfunktion ein ((7) in (9)), gilt:

$$(10) \quad \Delta RTA_t = (1/a) \{ (M_t^{\text{anZ}} - E(M_t | IM_t)) + (b' W b)^{-1} b' W (E(y_t | Iy_{GMZt}) - E(y_t | Iy_t)) \}$$

Die geldpolitische Reaktion wird somit auf der Ebene des kurzfristigen Operationsziels bestimmt durch: (1) die (ohne Instrumentenvariation) erwartete Abweichung vom angekündigten Geldmengenzielpfad ( $M_t^{\text{anZ}} - E(M_t | IM_t)$ ) und (2) die Erwartungskorrektur hinsichtlich der Entwicklung der Endziele gegenüber den *ursprünglichen* Erwartungen bei der Festlegung des Geldmengenziels ( $E(y_t | Iy_{GMZt}) - E(y_t | Iy_t)$ ). Die Reaktionsfunktion enthält damit auch Variablen aus dem Bereich der Endziele als zu erklärende Variablen. Die Koeffizienten der zweiten Komponente geben Aufschluß darüber, inwieweit die Geldpolitik von kurzfristigen diskretionären Elementen bestimmt wird.

Die Erwartungsterme werden wiederum durch Lag-Polynome der entsprechenden Variablen approximiert, wobei bezüglich der Erwartungen über  $M_t$  auch verzögerte Werte des Instruments  $\Delta RTA(L\Delta RTA)$ , berücksichtigt werden. Damit erhält man folgende Schätzfunktion:

$$(11) \quad \Delta RTA_t = (1/a) \{ (b' W b)^{-1} b' W C L y_t - \alpha' L M_t - \beta' L \Delta RTA \}$$

Daß in der Reaktionsfunktion für das Operationsziel Endzielvariablen berücksichtigt werden, ist nach dieser Ableitung nicht mit einer Abkehr von der Geldmengensteuerung zugunsten einer direkten Zinssteuerung gleichzusetzen. Vielmehr führt eine von den *ursprünglichen* Erwartungen abweichende Entwicklung der Endziele zu einer Korrektur des aktuellen Zwischenziels ( $M_t^Z$ ). Unmittelbar hat dies eine Anpassung des Operationsziels zur Folge mit dem Zweck,  $M_t$  an den neuen Zielwert heranzuführen.

Trifft dieses Verhaltensmuster zu, kommen kurzfristige geldpolitische Reaktionen unmittelbar im Operationsziel zum Ausdruck, während sie anhand des Zwischenziels erst – als Folge der Anpassung des Operationsziels – mit Verzögerung zu beobachten sind. Es ist zu vermuten, daß die Signifikanz der Schätzergebnisse bei einer Reaktionsfunktion für das

Zwischenziel geringer ausfällt. Ein Vergleich der Schätzergebnisse kann Hinweise darauf geben, ob das Steuerungsverfahren der Bundesbank adäquat beschrieben ist und der Geldmarktsatz die überlegene Variable ist, das kurzfristige geldpolitische Verhalten abzubilden.

### III. Empirische Prüfung

#### 1. Überblick, Daten und Untersuchungszeitraum

Bei der empirischen Prüfung ist zu berücksichtigen, daß einerseits das Verhalten der Bundesbank als von der Entwicklung der Zielvariablen abhängig dargestellt wird, andererseits die Kontrollvariablen einen Einfluß auf die Zielvariablen haben. Aufgrund dieses Simultaneitätsproblems wird auf eine multiple Regressionsanalyse verzichtet.<sup>41</sup> Statt dessen werden Granger-Kausalitätstests durchgeführt.<sup>42</sup> Es wird untersucht, ob ein „kausaler“ Zusammenhang im zeitlichen Sinne des post hoc ergo propter hoc zwischen den vermuteten Zielvariablen und den Kontrollvariablen besteht. Nach einer Prüfung auf Stationarität der Zeitreihen werden die Wechselbeziehungen sowohl zwischen dem Operationsziel (Geldmarktzins) als auch zwischen dem geldpolitischen Zwischenziel (M3) und potentiellen Einflußfaktoren auf das Bundesbankverhalten untersucht.

Als *kurzfristiges Operationsziel* wird der Zins für Tagesgeld am Interbankengeldmarkt (RTA) betrachtet. Es werden Monatsdurchschnitte verwendet, da davon ausgegangen wird, daß der Geldmarktsatz nicht von Tag zu Tag, wohl aber im Durchschnitt eines Monats kontrollierbar ist.

Obwohl von 1975 bis 1987 das Geldmengenziel für die Zentralbankgeldmenge und erst ab 1988 für die Geldmenge M3 formuliert wurde, soll M3 über den gesamten Untersuchungszeitraum das *monetäre Zwischenziel* repräsentieren. Damit werden die Probleme vermieden, die sich aus der speziellen zeitlichen Aggregation der Zentralbankgeldmenge<sup>43</sup>

<sup>41</sup> Reaktionsfunktionen für die Bundesbank mit Hilfe multipler Regressionen schätzen z.B: *Baum* (1983); *Geisler* (1983); *Laney* (1985); *Neumann und von Hagen* (1993); *Threhan* (1988).

<sup>42</sup> Das Testverfahren erfordert zudem nur in geringem Maße Restriktionen über theoretisch schwer bestimmbare Lag-Strukturen.

Ein solches Verfahren zur Erfassung des Zentralbankverhaltens wählen auch *Gordon* (1977) und *Scheide* (1984) für die Bundesbank sowie *McMillin* (1986) für das Federal Reserve System.

<sup>43</sup> Bargeldumlauf: Monatsdurchschnitt aus täglichen Angaben; Mindestreserve-Soll: Durchschnitt aus Stichtagen vom 16. Tag des Vormonats bis zum 15. Tag des laufenden Monats.



für die Interpretation der Granger-Tests ergeben.<sup>44</sup> Aufgrund der weitgehend ähnlichen Zusammensetzung wird der Informationswert beider Aggregate von der Bundesbank als „kaum sehr unterschiedlich“ angesehen.<sup>45</sup> Auch die kontrolltechnischen Eigenschaften werden als „ähnlich günstig“ eingestuft.<sup>46</sup> Allzu große Abweichungen zwischen der Entwicklung beider Variablen sind i. d. R. nicht zu beobachten.<sup>47</sup> Mit dem Wechsel des Zwischenziels änderte sich zudem weder die Steuerungspraxis noch die Art der Zielableitung, so daß alles in allem die Verwendung von M3 über den gesamten Untersuchungszeitraum vertretbar erscheint.

Als Indikator für das *Ziel der Geldwertstabilität* wird der Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte (PLH) genutzt.<sup>48</sup> Als *wechsellkurspolitische Zielindikatoren* werden die Kursentwicklung der D-Mark gegenüber den EWS-Partnerwährungen und der DM/\$-Kurs betrachtet. Dabei soll die Wechselkursentwicklung im EWS (bzw. in der Währungsschlange) durch den Außenwert der D-Mark gegenüber den am Wechselkursmechanismus des EWS beteiligten Währungen (AEW) zusammengefaßt werden. Es wird davon ausgegangen, daß geldpolitische Maßnahmen bereits vor Erreichen der Interventionspunkte erfolgen. Bei den übrigen wechsellkurspolitischen Maßnahmen wird erwartet, daß sie in erster Linie von der Entwicklung des DM-Wechselkurses des US-Dollars (USD) abhängen.<sup>49</sup> Um zu prüfen, inwieweit die Geldpolitik *wachstums- und konjunkturpolitische Zielsetzungen* verfolgt, wird der Index der Nettoproduktion für das Produzierende Gewerbe (PRO) verwendet. Für diesen Index liegen im Gegensatz zum Sozialprodukt monatliche Angaben vor.

---

<sup>44</sup> S. hierzu von Hagen (1984), 561 ff. Schwierigkeiten würde auch bereiten, daß für die Zentralbankgeldmenge nur saisonbereinigte Daten veröffentlicht werden.

<sup>45</sup> Vgl. Dudler (1983 a), 40.

<sup>46</sup> S. Deutsche Bundesbank (1989), 92, 95.

<sup>47</sup> Zielabweichungen der Zentralbankgeldmenge, die vor allem auf Veränderungen des Bargeldumlaufs, dem in der Zentralbankgeldmenge ein hohes Gewicht zukommt, zurückgeführt werden konnten, sind von der Bundesbank meist als „Sonderentwicklungen“ charakterisiert worden, die nicht unbedingt eine geldpolitische Reaktion erforderten. Auch dies spricht dafür, das (ungewichtete) Aggregat M3 über den gesamten Zeitraum zu verwenden.

<sup>48</sup> Alternative Preisindizes erweisen sich als weniger geeignet, das Stabilitätsziel zu repräsentieren (Schultes 1994).

<sup>49</sup> Schultes (1994) verwendet daneben den nominalen Außenwert der DM gegenüber wichtigen Industrieländern (als möglichen Gesamtindikator für wechsellkurspolitische Ziele) und den realen Außenwert (als Indikator für das Ziel der Kaufkraftparität). Beide Indikatoren erweisen sich als weniger bedeutsam für das Verhalten der Bundesbank.

Die Untersuchung verwendet Daten ab 1974 – also der Periode nach dem Zusammenbruch des Bretton-Woods-Systems und dem damit einhergehenden geldpolitischen Regimewechsel.<sup>50</sup> Aufgrund der zeitweise unsicheren Datenbasis infolge des deutschen Einigungsprozesses endet die Schätzperiode mit dem Juli 1989.<sup>51</sup> Die Daten sind nicht-saisonbereinigte Monatswerte.<sup>52</sup> Es werden Verzögerungslängen von bis zu 36 Monaten berücksichtigt.<sup>53</sup> Der Untersuchungszeitraum wird nicht unterteilt, da davon ausgegangen wird, daß die Bundesbank die Grundlinien ihres Steuerungskonzeptes trotz verschiedener Modifikationen in der technischen Ausgestaltung beibehalten hat.<sup>54</sup>

## 2. Prüfung auf Stationarität und Bestimmung der angemessenen Transformation

Die Autokorrelationskoeffizienten der Ursprungsreihen deuten bei allen Zeitreihen auf Nicht-Stationarität (s. Tabelle 1).<sup>55</sup> Da Kausalitätstests in der hier gewählten Form Stationarität voraussetzen, sind die Zeitreihen in geeigneter (d.h. kausalitätserhaltender) Weise zu transformieren. Kann von einem stochastischen Trend- (bzw. Trend- und Saison-)Modell ausgegangen werden, ist durch entsprechende Differenzierung eine mittelwertstationäre Reihe zu bilden.<sup>56</sup> Liegt dagegen ein deterministisches Zeitrend- (bzw. Zeittrend- und Saison-)Modell zugrunde, ist die Ursprungsreihe zu verwenden und Nicht-Stationarität durch ein Trendpolynom (bzw. ein Trendpolynom und Saisondummies) zu berücksichtigen.<sup>57</sup>

<sup>50</sup> Auch ohne ein ausdrücklich quantifiziertes Geldmengenziel war die Geldpolitik bereits 1974 durch wesentliche Elemente des später verfolgten Konzepts geprägt. Vgl. *Deutsche Bundesbank* (Geschäftsbericht für 1974), 1, 18 und 26.

<sup>51</sup> Erste Ergebnisse einer Fortschreibung der Untersuchung deuten auf ein weitgehend unverändertes Reaktionsmuster.

<sup>52</sup> Die gebräuchlichen Saisonbereinigungsverfahren bergen die Gefahr, die Kausalitätsbeziehungen zu verdecken.

<sup>53</sup> Die Nettoschätzperiode (ab Januar 1977) umfaßt damit auch zwei Jahre, in denen das EWS noch nicht bestand. Durch den Europäischen Währungsverbund als Vorläufer des EWS waren für die Geldpolitik jedoch ähnliche Verpflichtungen gegeben. Zu beachten ist, daß Frankreich an der „Währungsschlange“ von Januar 1974 bis Juli 1975 und dann seit März 1976 nicht teilgenommen hat.

<sup>54</sup> Vgl. *Deutsche Bundesbank* (1989), 102.

<sup>55</sup> Für die Realisationen (schwach) stationärer Zeitreihen existieren die ersten und zweiten Momente, und diese sind unabhängig von der Zeitachse. D.h., der Erwartungswert ist konstant und unabhängig von der Zeit ( $t$ ) (kein Trend), die Varianz ist für alle  $t$  gleich, und die Kovarianzen hängen nur von der Länge der Verzögerungen, nicht aber von  $t$  ab. (Scheide (1984), 67). Zu den Konsequenzen nicht-stationärer Zeitreihen in Kausalitätstests s. Granger (1969), 376.

<sup>56</sup> Vgl. Harvey (1981), 164.

Um die angemessene Transformation festzustellen, werden Einheitswurzeltests und kombinierte Tests auf Einheitswurzeln und die Signifikanz deterministischer Trend- bzw. Trend- und Saisonenelemente durchgeführt (Fuller (1976), Dickey und Fuller (1981) und Hasza und Fuller (1982)). Die Schätzgleichungen und Teststatistiken sind in Tabelle 1 wiedergegeben.<sup>58</sup>

Die Einheitswurzeltests  $t_1(\alpha_1)$  und  $t_2(\alpha_2)$  lehnen bei keiner Zeitreihe Einheitswurzeln bei Lag 1 ab. Die Teststatistik  $F_3$  bestätigt die Hypothese eines stochastischen gegenüber einem deterministischen Trend bei allen Variablen.<sup>59</sup> Damit erscheint eine zumindest einfache Differenzierung der (mit Ausnahme von RTA logarithmierten) Ursprungsreihen adäquat, um Stationarität herzustellen.

Eine weitergehende Differenzierung (1. und 12. Differenzen) erweist sich dagegen bei (nahezu) allen Variablen als nicht angemessen. So lehnt der gemeinsame Test auf Einheitswurzeln bei Lag 1, 12 und 13 (Teststatistik  $F_4$ ) diese bei allen Zeitreihen mit Ausnahme von M3 mit weniger als 5% Irrtumswahrscheinlichkeit ab. Bei M3 beträgt die Irrtumswahrscheinlichkeit 10 Prozent. Die Hypothese eines stochastischen Trend- und Saisonmodells gegenüber einem deterministischen Modell (Teststatistik  $F_5$  und  $F_6$ ) wird bei allen Zeitreihen verworfen (5%-Niveau).<sup>60</sup> Eine einfache Differenzierung der Ursprungsreihen genügt somit, um Stationarität zu erreichen.<sup>61</sup>

<sup>57</sup> Differenzierung würde in diesem Fall zu einem nicht invertierbaren Moving-average-Prozeß führen, so daß die üblichen Parameterschätzungen nicht konsistent wären. Vgl. von Hagen (1986), 117f.

<sup>58</sup> Die Testwerte werden wie konventionelle t- und F-Werte berechnet, sie weisen jedoch andere Verteilungen auf.

Durch Aufnahme zusätzlicher differenzierter Terme ( $dy_{t-i}$  bzw.  $dd_{12}y_{t-i}$ ) in die Schätzgleichungen soll die Testvoraussetzung nicht-autokorrelierter Residuen gewährleistet werden. Die gewählten Terme werden in den Tabellen 3 - 6 (Kausalitätstests) ausgewiesen.

<sup>59</sup> Die  $F_2$  zugrundeliegende Hypothese – Einheitswurzel ohne Drift, kein deterministischer Trend – wird lediglich bei AEW verworfen.

<sup>60</sup> Die Schätzgleichungen für die Preisvariable PLH und den Nettoproduktionsindex PRO erfüllen bei diesem Test nicht die Testvoraussetzung seriell unkorrelierter Residuen.

<sup>61</sup> Bei einigen Zeitreihen legen die Ergebnisse (Teststatistik  $F_D$ ) nahe, zusätzlich saisonale Dummies zu berücksichtigen. Um eine einheitliche Aufbereitung des Datenmaterials zu gewährleisten, wird darauf jedoch verzichtet. Saisonale Einflüsse sollen statt dessen durch hinreichend lange Lags bei der Bestimmung des autoregressiven Prozesses erfaßt werden. Eine Vergleichsrechnung unter Hinzunahme saisonaler Dummies führt in den folgenden Tests im wesentlichen zu den gleichen Ergebnissen.

Tabelle 1

Prüfung auf Stationarität Bestimmung der angemessenen Transformation						
	Zins Tagesgeld RTA	Geld- menge M3	Preise PLH	Außenwert ggü EWS AEW	DM/\$ USD	Netto- produktion PRO
<b>Autokorrelationskoeffizienten</b> <i>y</i> (Ursprungsreihe)						
r(1)	0,98°	0,98°	0,98°	0,98°	0,98°	0,62°
r(12)	0,59°	0,74°	0,77°	0,79°	0,61	0,66
<b>Trendtests</b>						
(1) $dy_t = \beta_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$						
$t_1$ $H_0: \alpha_1 = 0$	-1,91	-0,22	-1,67	-1,87	-1,11	-1,15
$F_1$ $H_0: \beta_0 = \alpha_1 = 0$	1,85	0,34	2,53	10,81***	0,76	1,38
Chi <sup>2</sup>	13,59	24,14*	11,86	13,05	23,40	18,27**
(2) $dy_t = \beta_0 + \beta_1 t + \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$						
$t_2$ $H_0: \alpha_1 = 0$	-1,89	-2,53	-1,97	-0,56	-0,33	-2,16
$F_2$ $H_0: \beta_0 = \beta_1 = \alpha_1 = 0$	1,22	2,36	2,50	7,17***	0,54	2,06
$F_3$ $H_0: \beta_1 = \alpha_1 = 0$	1,82	3,21	2,58	1,75	0,67	2,36
Chi <sup>2</sup>	13,60	21,13	13,42	13,17	23,16	18,70**
<b>Trend u. Saisontests</b>						
(3) $dd_{12}y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-12} + \alpha_3 y_{t-13} + \varepsilon_t$						
$F_4$ $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0$	30,92***	2,55*	7,53***	20,19***	14,00***	3,80**
Chi <sup>2</sup>	14,22	4,66	11,41	13,52	10,09	13,38
(4) $dd_{12}y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-12} + \alpha_3 y_{t-13} + \beta_0 + \beta_1 t + \sum \beta_{j+1} D_j + \varepsilon_t$						
$F_5$ $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0$	36,12***	22,56***	20,46***	23,18***	20,70***	22,55***
$F_6$ $H_0: \alpha = \beta = 0$	7,41***	4,44***	3,93**	4,87***	4,02***	4,82***
Chi <sup>2</sup>	19,30	10,85	26,42***	13,83	10,43	18,69*
(5) $dy_t = \beta_0 + \beta_1 t + \sum \beta_{j+1} D_j + \varepsilon_t$						
$F_D$ $H_0: \beta_{j+1} = 0$	1,66*	7,24***	4,28***	1,47	1,25	6,82***
Chi <sup>2</sup> (Schätzung mit $D_j$ )	12,12	21,46	15,56*	12,29	28,60**	15,65**
Chi <sup>2</sup> (Schätzung ohne $D_j$ )	13,10	24,40*	12,84	14,13	21,70	18,30**
<p>Schätzgleichungen enthalten zusätzlich autoregressive Terme.  <math>dy_t = y_t - y_{t-1}</math>; <math>dd_{12}y_t = dy_t - dy_{t-12}</math>; Differenzen aus (mit Ausnahme von RTA) logarithmierten Werten.  <math>t</math> Trendvariable, <math>D_j</math> Saisondummies.  <math>r(1), r(12)</math> Autokorrelationskoeffizienten zum Lag 1 bzw. 12.  <math>t_1(\alpha_1), t_2(\alpha_1)</math>: Teststatistik Fuller (1976) Tab 8.5.2.  <math>F_1, F_2, F_3</math>: Teststatistik Dickey und Fuller (1981) Tab IV-VI.  <math>F_4, F_5, F_6</math>: Teststatistik Hasza und Fuller (1982) Tab 5.1.  <math>F_D</math>: konventionelle F-Statistik.  <math>Chi^2</math>: Test auf Autokorrelation der Residuen bis Lag 18 (Ljung u. Box 1978).  <math>^\circ</math>: <math>H_0: r(\cdot) = 1</math> (Nicht-Stationarität) kann bei konventionellem t-Test nicht abgelehnt werden.  ***, **, * = signifikant auf dem 1%-, 5%-, 10%-Niveau.</p>						

### 3. Kausalitätstests

#### a) Testverfahren und Hypothesen zum Bundesbankverhalten

Die Beziehungen zwischen den vermuteten Ziel- und Instrumentvariablen werden mittels bivariater Granger-Kausalitätstests untersucht.<sup>62</sup> Dazu wird jeweils ein Prognosemodell für eine Variable  $y$ , das die gesamte Information aus vergangenen Realisationen dieser Variablen nutzt, einem Modell gegenübergestellt, das zusätzlich vergangene Realisationen einer weiteren Variablen ( $x$ ) berücksichtigt. Tragen diese signifikant zur Erklärung von  $y$  bei, wird  $x$  als kausal zu  $y$  im Sinne von Granger betrachtet.<sup>63</sup> Dem direkten Granger-Verfahren entsprechend werden folgende Gleichungen mittels der Methode gewöhnlicher kleinster Quadrate geschätzt:<sup>64</sup>

$$(1) \quad y_t = \alpha_{10} + \sum_{i=1}^1 \alpha_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_{1i} x_{t-i} + \epsilon_{1t},$$

$$(2) \quad x_t = \alpha_{20} + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} x_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{2i} y_{t-i} + \epsilon_{2t},$$

wobei:  $x$  und  $y$  zwei stationäre Zeitreihen seien und  $\epsilon_1, \epsilon_2$  nicht korrelierte White-noise-Residuen.<sup>65</sup>

(a) Sind die Koeffizienten  $\beta_{1i}$  mit  $i = 1, \dots, k$  in (1) als Block signifikant (F-Test), ist  $x$  Granger-kausal zu  $y$ .

<sup>62</sup> Bivariate Tests erlauben die Verwendung umfangreicher Lag-Polynome, ohne die Zahl der Freiheitsgrade zu weit einzuschränken. Die tatsächlichen Zusammenhänge sind multivariat. Bivariate Schätzungen vermitteln aber einen tendenziell richtigen Eindruck.

<sup>63</sup> Zu einer formalen Definition s. *Granger* (1969), 375 f.

Zu einer kritischen Diskussion des Konzepts s. z.B. *Geweke, Meese und Dent* (1983); *Jacobs, Leamer und Ward* (1979).

<sup>64</sup> Vgl. *Granger* (1969), 379. Granger-Tests mit differenzierten Variablen vernachlässigen in dieser Form längerfristige Effekte, die von den Niveaus der Variablen ausgehen können. Da jedoch ausschließlich das kürzerfristige diskretionäre Verhalten der Bundesbank untersucht wird, wurde auf einen Test im Rahmen eines Fehlerkorrekturmodells (s. z.B. *Krämer* 1994) verzichtet.

<sup>65</sup> Betrachtet man Gleichungen (1) und (2) als ein bivariates dynamisches strukturelles Modell, sind diese nur identifizierbar, wenn a priori Restriktionen über die Parameter getroffen werden können. (Vgl. *Jacobs, Leamer und Ward* (1979), 402 f.) Diese Bedingung ist erfüllt, wenn Simultaneität bei einer hinreichend kurzen Periodenabgrenzung aufgrund von Wirkungsverzögerungen a priori ausgeschlossen werden kann oder man bei „Reaktion“ und „Wirkung“ von unterschiedlichen Lag-Strukturen ausgehen kann.

- (b) Gilt neben (a), daß zugleich die Koeffizienten  $\beta_{2i}$  ( $i = 1, \dots, q$ ) in (2) als Block signifikant sind, liegt Rückkopplung zwischen  $x$  und  $y$  vor.
- (c) Sind nur die Koeffizienten  $\beta_{2i}$  ( $i = 1, \dots, q$ ) signifikant, nicht aber  $\beta_{1i}$  ( $i = 1, \dots, k$ ), ist  $y$  Granger-kausal zu  $x$  („umgekehrte“ Kausalität).
- (d) Sind weder  $\beta_{2i}$  noch  $\beta_{1i}$  signifikant, sind  $x$  und  $y$  unabhängig.
- (e) Ist  $\beta_{10}$  signifikant ( $t$ -Test), besteht „gleichzeitige“ Kausalität zwischen  $x$  und  $y$  (Simultaneität).

Bei der Bestimmung des autoregressiven Prozesses ( $l$  und  $p$ ) wird, gestützt auf das Bild der Autokorrelationsfunktion, ein maximaler Lag vorgegeben. Um saisonale Einflüsse zu berücksichtigen, beträgt dieser mindestens 12 Perioden. Die Verzögerungslängen werden schrittweise um jeweils eine Periode verkürzt. Lag 12 verbleibt in der Regression, falls dieser einen signifikanten Koeffizienten aufweist. Ausgewählt wird diejenige Lag-Länge, bei der die Schätzung das höchste Bestimmtheitsmaß ( $R_{adj}^2$ ) ausweist. Bei den unabhängigen Variablen werden, um den Aufwand zu begrenzen, nur ausgewählte Lag-Schichtungen betrachtet (1-3 Monate bis zu 1-36 Monate). Zur Bestimmung der Kausalitätseigenschaften wird diejenige Lag-Struktur herangezogen, die bei der Schätzung zum höchsten Bestimmtheitsmaß ( $R_{adj}^2$ ) führt. I.d.R. werden nur Schätzungen berücksichtigt, bei denen es keinen Hinweis auf Autokorrelation der Residuen (Chi<sup>2</sup>-Test, *Ljung* u. *Box*, 1978) gibt.

Ist die Zielvariable ( $x$ ) kausal zur Kontrollvariablen ( $y$ ), kann die Hypothese, das Verhalten der Bundesbank werde durch die Variable  $x$  beeinflusst, nicht verworfen werden. In diesem Fall werden die dem Test zugrundeliegenden OLS-Schätzungen darauf geprüft, ob die Vorzeichen der Koeffizienten und die Lag-Struktur im Einklang mit der These eines Zusammenhangs im Sinne einer Reaktionsfunktion stehen.<sup>66</sup> „Umgekehrte“ Kausalität wird als Wirkung der Kontrollvariablen auf die Zielvariable im Sinne der Wirtschaftstheorie interpretiert.

Ist das Steuerungsverfahren der Bundesbank als mehrstufiges Konzept zutreffend charakterisiert, spiegelt sich die geldpolitische Reaktion auf eine unerwünschte Veränderung der Zielvariablen unmittelbar in einer Anpassung des Geldmarktsatzes als kurzfristiger Kontrollvariabler. Die

<sup>66</sup> Vgl. *Kirchgässner* (1981), 41f., und *Scheide* (1984), 79.

Ist Rückkopplung festzustellen, besteht die Gefahr, daß die erklärenden Variablen korreliert sind (Multikollinearität). Bei der Interpretation individueller Reaktionskoeffizienten ist in diesem Fall zu beachten, daß sich verzerrte Schätzungen nicht ausschließen lassen.

Zwischenzielvariable verändert sich erst als Ergebnis dieser Reaktion. Die Kausalitätstests sollten somit (sofern Operationsziel und Zielvariablen angemessen spezifiziert sind) einen entsprechenden Einfluß der Endziel- und der Zwischenzielvariablen auf den Geldmarktsatz nicht ablehnen.<sup>67</sup> Der Effekt der Endziele auf das monetäre Zwischenziel dürfte dagegen mit größerer Unsicherheit (und längerer Verzögerung) zu beobachten sein, da er dem Steuerungsverfahren entsprechend nur auf indirekte Weise besteht.

Tabelle 2

Kausalitätstests und Bundesbankverhalten		
Test	Vermuteter Zusammenhang	Entsprechendes Ergebnis
Zielvariable $\overset{?}{\Rightarrow}$ Operationsziel	Reaktionsfunktion	Kausalität
Zielvariable $\overset{?}{\Leftarrow}$ Operationsziel	ökonomische Wirkung	"umgekehrte" Kausalität
Zielvariable $\overset{?}{\Rightarrow}$ Zwischenziel	Reaktionsfunktion (weniger gut abgesichert)	Kausalität
Zielvariable $\overset{?}{\Leftarrow}$ Zwischenziel	ökonomische Wirkung	"umgekehrte" Kausalität
Der Pfeil ( $\Rightarrow$ ) bezeichnet die Richtung der Kausalität, die im entsprechenden Test geprüft wird.		

## b) Testergebnisse

Für jede der vermuteten Zielvariablen wird ihr Zusammenhang zum Geldmarktsatz für Tagesgeld (als kurzfristigem Operationsziel) und zur Geldmenge M3 (als monetärem Zwischenziel) untersucht. Um Anhaltspunkte über die Beschaffenheit der Kausalstruktur im einzelnen zu gewinnen, werden in den Ergebnistabellen zusätzlich zu den Tests auf Granger-Kausalität (F-Test) und Simultaneität (t-Test) ausgewiesen:

- die signifikanten Lags der unabhängigen Variablen und die Vorzeichen der Parameter der OLS-Schätzungen (sign. Lags),

<sup>67</sup> Soweit Ziele im Bereich der Wechselkurse kurzfristig nicht indirekt über eine Anpassung des Zwischenziels, sondern allein über Interventionen und andere geldpolitische Maßnahmen angesteuert werden, spiegeln sich die entsprechenden Maßnahmen (mit Ausnahme vollständig und unmittelbar sterilisierter Interventionen) ebenfalls im Geldmarktsatz wider.

- die Vorzeichen der Summe der Parameter, i.d.R. für Lag 1 - 3 und Lag 1 - 6 der unabhängigen Variablen ( $\Sigma$  Koeff.) und
- ein F-Test auf Signifikanz der Summe aller Koeffizienten der unabhängigen Variablen ( $F_{\text{SUM}}$ ).

#### aa) Kurzfristiges Operationsziel und Geldmengenziel

Betrachtet man das kurzfristige Operationsziel und das monetäre Zwischenziel, zeigen sich die Testergebnisse im Einklang mit dem oben beschriebenen Steuerungsverfahren.<sup>68</sup> Die Geldmenge M3 ist kausal zum Geldmarktsatz (RTA) (1%-Signifikanzniveau). Einer Veränderung der Zwischenzielvariablen folgt (zeitlich) eine Veränderung des Operationsziels. Die Vorzeichen der Koeffizienten sprechen für eine Anpassung des Geldmarktsatzes im Sinne einer Reaktionsfunktion, wobei die Bundesbank nicht unmittelbar, sondern erst mit einer gewissen Verzögerung (erster signifikanter Koeffizient bei Lag 4) auf Veränderungen des Geldmengenwachstums reagiert.

„Umgekehrte“ Kausalität bestätigt eine Wirkung der Zinsvariablen auf die Entwicklung von M3 (10%-Niveau). Die Summen der Koeffizienten 1 - 3 und 1 - 6 haben ein negatives Vorzeichen. M3 reagiert in der erwarteten Weise auf eine Variation der Kontrollvariablen.

#### bb) Operationsziel, Zwischenziel und Preisniveaustabilität

Der Indikator für das Stabilitätsziel (Preisindex für die Lebenshaltung, PLH) ist Granger-kausal in bezug auf den Geldmarktsatz. Das Ergebnis ist hoch abgesichert (1%-Signifikanzniveau), und die Vorzeichen der Koeffizienten stehen im Einklang mit der These eines Einflusses von PLH auf den Geldmarktsatz im Sinne einer Reaktionsfunktion. Die Bundesbank reagiert zügig, aber schrittweise mit Zinserhöhungen, *nachdem* sie Preissteigerungen beobachtet hat.<sup>69</sup>

---

<sup>68</sup> Es existiert Simultaneität, so daß ohne zusätzliche Information die Wirkungsrichtung nicht aufgedeckt werden kann. Der negative simultane Zusammenhang zwischen beiden Variablen läßt sich jedoch durch das kurzfristig akkommodierende Verhalten der Bundesbank erklären, das die Kreditinstitute in die Lage versetzen soll, jederzeit ihre Mindestreserveverpflichtungen zu erfüllen.

Wird allein der autoregressive Prozeß von DLM3 geschätzt, lassen sich autokorrelierte Residuen nicht ausschließen (10%-Niveau). Eine Alternativrechnung mit 1. und 12. Differenzen von M3 führte hinsichtlich der Kausalitätseigenschaften im wesentlichen zu den gleichen – allerdings schlechter abgesicherten – Ergebnissen.



Tabelle 3

Geldmarktzins und geldpolitisches Zwischenziel (M3)		
	Tests auf Kausalität	Tests auf "umgekehrte" Kausalität
x => y	M3 => RTA (1-24) (1-6)	RTA => M3 <sup>1</sup> (1-12) (12)
F	2,1***	1,7*
t(β <sub>0</sub> )	-1,7*	-2,5**
Chi <sup>2</sup>	6,2	23,2
R <sup>2</sup> <sub>adj</sub>	0,190	0,846
F <sub>SUM</sub>	2,4	0,1
∑ Koeff.	1-3 u. 1-6 pos.	1-3 u. 1-6 neg.
sign. Lags	0-,4+,11-,12+,19+	0-,2+,6-,8-,12+

Schätzgleichung:  $y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^n \beta_j x_{t-j} + \varepsilon_t$ ,

wobei y und x erste Differenzen von (mit Ausnahme von RTA) logarithmierten Werten der Ursprungsreihen.

Ziffern in Klammern bezeichnen die Lags der unabhängigen Variablen (j=1-n) bzw. der abhängigen Variablen (i=1-m), die in der Schätzgleichung berücksichtigt werden.

Der Pfeil (=>) bezeichnet die Richtung der Kausalität, die im entsprechenden Test geprüft wird.

F: F-Test auf Granger-Kausalität ( $H_0: \beta_1 = \dots = \beta_n = 0$ ).

t(β<sub>0</sub>): t-Test auf "gleichzeitige" Kausalität ( $H_0: \beta_0 = 0$ ).

Chi<sup>2</sup>: Chi<sup>2</sup>-Test auf Autokorrelation der Residuen bis Lag 18 (Ljung und Box 1978).

R<sup>2</sup><sub>adj</sub>:  $R^2_{adj} = (1-k)/(n-k) + (n-1)/(n-k) \cdot R^2$ , wobei n = Zahl der Beobachtungen und k = Zahl der erklärenden Variablen.

F<sub>SUM</sub>: F-Test Summe der Koeffizienten ungleich null ( $H_0: \beta_1 + \dots + \beta_n = 0$ ).

∑ Koeff.: Vorzeichen der Summe der Parameter, i.d.R. für Lag 1-3 und Lag 1-6 der unabhängigen Variablen.

sign. Lags: signifikante Lags der unabhängigen Variablen und Vorzeichen der Parameter.

\*\*\*, \*\*, \* = signifikant auf dem 1%-, 5%-, 10%-Niveau.

<sup>1</sup> Wird allein der autoregressive Teil von DLM3 geschätzt, sind die Residuen auf dem 10%-Niveau nicht frei von Autokorrelation.

In bezug auf das geldpolitische Zwischenziel (M3) ist der Preisindex ebenfalls kausal, und das negative Vorzeichen des ersten signifikanten Koeffizienten steht mit einer Reaktionsfunktion im Einklang. Während jedoch eine Reaktion der Bundesbank auf Preissteigerungen anhand des Geldmarktsatzes schon nach einer Periode mit hoher Signifikanz (1%-Niveau) abzulesen ist, läßt sich eine solche Reaktion mit Hilfe des mone-

<sup>69</sup> Ein Preisanstieg um 1% hat einen Zinsanstieg um 0,5% im nächsten und einen weiteren Anstieg um 0,3% bis zum dritten Monat zur Folge. Ein einmaliger Anstieg des Preisniveaus führt nicht zu einer dauerhaften Erhöhung des Zinsniveaus (F<sub>SUM</sub> nicht signifikant).

Tabelle 4

Geldpolitische Kontrollvariablen und Preisentwicklung				
x => y	Tests auf Kausalität		Tests auf "umgekehrte" Kausalität	
	PLH => RTA (1-12) (1-6)	PLH => M3 (1-18) (12)	RTA => PLH (1-24) (1-7,12)	M3 => PLH (3-29) (1-7,12)
F	2,4***	1,7**	1,5*	2,0***
t(B <sub>0</sub> )	-1,3	-1,4	-1,4	-
Chi <sup>2</sup>	13,5	20,0	12,9	12,7
R <sup>2</sup> <sub>adj</sub>	0,142	0,845	0,476	0,521
F <sub>SUM</sub>	0,03	0,4	5,3**	3,5*
∑ Koeff.	1-3 u. 1-6 pos.	1-3 u. 1-6 neg.	jeweils pos.	jeweils pos.
sign. Lags	1+,3+	4-,5+,8+,11+,12-	6+,7+,9-,15+,22-	11+,18+,25+,26+
Erläuterungen s. Tabelle 3.				

tären Zwischenziels erst mit größerer Verzögerung und einer höheren Unsicherheit (5 %-Niveau) feststellen. Diese Beobachtung spricht für die These eines mehrstufigen Steuerungsverfahrens. Die geldpolitische Reaktion kommt unmittelbar in einer Anpassung des kurzfristigen Operationsziels zum Ausdruck, die erst mit Verzögerung zu einer Veränderung der geldpolitischen Zwischenzielvariablen führt.

Die Tests auf „umgekehrte“ Kausalität sind sowohl in bezug auf Geldmarktsatz als auch die Geldmenge M3 signifikant. Dabei sind die Ergebnisse hinsichtlich der Geldmenge deutlich höher abgesichert (DLM3: 1 %-, DRTA: 10 %-Signifikanzniveau). Die Tests bestätigen eine Wirkung von M3 auf die Preise in der zu erwartenden Weise (wobei die Wirkungsverzögerung mindestens 11 bzw. 18 Monate beträgt). Für das Operationsziel weist die Summe der Koeffizienten dagegen ein unplausibles Vorzeichen auf (F<sub>SUM</sub> signifikant positiv). (Lediglich die Vorzeichen von Lag 9 und 22 deuten auf eine preisdämpfende Wirkung.)

#### cc) Operationsziel, Zwischenziel und währungspolitische Ziele

Die währungspolitischen Zielindikatoren (Außenwert der D-Mark gegenüber den am Wechselkursmechanismus des EWS beteiligten Ländern (AEW) und DM-Wechselkurs des US-Dollars (USD)) sind beide Granger-kausal zum Geldmarktsatz. „Umgekehrte“ Kausalität ist beim Außenwert gegenüber den EWS-Währungen zu beobachten, nicht jedoch

Tabelle 5

Geldpolitische Kontrollvariablen und Wechselkurse				
	Tests auf Kausalität		Tests auf "umgekehrte" Kausalität	
x => y	AEW => RTA (1-18) (1-6)	AEW => M3 (1-36) (12)	RTA => AEW (1-36) (1)	M3 => AEW (1-24) (1)
F	2,0**	(1,6**)¹	1,8**	2,00***
t(β₀)	-0,1	1,5	-0,8	0,7
Chi²	9,7	32,1***	22,1	11,8
R² <sub>adj</sub>	0,153	0,851	0,189	0,159
F <sub>SUM</sub>	6,2**	1,6	0,9	0,6
∑ Koeff.	jeweils neg.	1-3 u. 1-6 neg.	1-3 pos., 1-6 neg.	1-3 u. 1-6 pos.
sign. Lags	1-,11-,12+,13-,14+	1-,8-,10-,16+, 17-,28-,32+	1+,22+,23-,28-	1-,2+,3+,11+,13+, 14-,20+
x => y	USD => RTA (1-12) (1-6)	USD => M3 (1-12) (12)	RTA => USD (1-3) (2,11,17,19)	M3 => USD (3-29)(2,11,17,19)
F	2,9***	0,6	0,6	1,5*
t(β₀)	0,5	0,9	0,1	-
Chi²	14,3	23,5	5,9	13,2
R² <sub>adj</sub>	0,18	0,823	0,052	0,148
F <sub>SUM</sub>	0,1	1,2	0,2	0,1
∑ Koeff.	1-3 u. 1-6 pos.	1-3 u. 1-6 neg.	1-3 pos.	jeweils neg.
sign. Lags	1+,2+,6-,10-,11+	keine	keine	12-,16+
Erläuterungen s. Tabelle 3.				
¹ Abgesehen von der Schätzung mit Lag 1-36, bei der autokorrelierte Residuen nicht ausgeschlossen werden können, gibt es keinen Hinweis, daß DLAEW kausal zu DLM3 ist.				

beim DM/\$-Kurs. In Richtung auf das monetäre Zwischenziel läßt sich keine Kausalität nachweisen. Hier liegt bei beiden Variablen „umgekehrte“ Kausalität vor.

Betrachtet man den Geldmarktsatz, stehen die Vorzeichen der Koeffizienten und die kurzen Verzögerungslängen im Einklang mit der These, daß sowohl die EWS-Wechselkurse als auch der US-Dollar das Verhalten der Bundesbank im Sinne einer Reaktionsfunktion beeinflussen.

Die Koeffizienten und die Lag-Struktur deuten zudem darauf, daß wechselkursorientierte Maßnahmen im Hinblick auf das EWS auf konstante Kurse, hinsichtlich des Dollars jedoch eher auf eine Kursglättung zielen. Dies läßt sich daraus ableiten, daß eine Zinsänderung nach einer

einmaligen Veränderung des Außenwertes gegenüber den EWS-Währungen solange Bestand hat, bis der Außenwert sein früheres Niveau wieder erreicht ( $F_{\text{SUM}}$ -Test signifikant negativ). Dagegen hat eine einmalige Wechselkursänderung des US-Dollars nur eine vorübergehende Zinsänderung zur Folge. Verharrt der Dollarkurs auf dem neuen Stand, kehrt der Zins schrittweise auf sein Ausgangsniveau zurück ( $F_{\text{SUM}}$  nicht signifikant).<sup>70</sup>

Überraschend ist, daß sich ein Einfluß der EWS-Partnerwährungen und des US-Dollars auf das Verhalten der Bundesbank anhand des Zwischenziels (M3) nicht nachweisen läßt. Dies ließe sich dahingehend interpretieren, daß wechsellkursorientierte Maßnahmen (in einem weiten Sinne) so weit und so zügig „neutralisiert“ werden, daß sie keinen signifikanten Effekt auf das Zwischenziel haben (*Schultes* (1994)). Dem steht jedoch entgegen, daß gerade in Zeiten „turbulenter“ Wechselkursbewegungen deutliche Abweichungen vom angekündigten Geldmengenziel zu beobachten waren. Hier ist offenbar eine weitere Prüfung, etwa durch Unterteilung des Untersuchungszeitraums, angebracht.<sup>71</sup>

#### dd) Operationsziel, Zwischenziel und konjunkturelle Entwicklung

Gemessen am Geldmarktsatz haben Veränderungen des Nettoproduktionsindex keinen Einfluß auf die Geldpolitik. Der Test auf Kausalität ist nicht signifikant, so daß sich anhand dieser Variablen eine kurzfristige „Konjunkturorientierung“ der Bundesbank nicht nachweisen läßt. (Lediglich Lag 5 ist signifikant und hat das erwartete Vorzeichen.) Desgleichen zeigt der Test auf „umgekehrte“ Kausalität keine Wirkung des Geldmarktsatzes auf den Nettoproduktionsindex.<sup>72</sup>

<sup>70</sup> Diese Beobachtung deckt sich mit der Darstellung der Bundesbank, die Wechselkurspolitik sei in bezug auf den US-Dollar in erster Linie auf eine Glättung „erratischer“ Kursschwankungen gerichtet, nicht jedoch auf eine dauerhafte Beeinflussung des Wechselkursniveaus. Bei anhaltenden Wechselkursbewegungen in eine Richtung entspricht dies im Ergebnis dennoch einer Politik des „leaning against the wind“.

<sup>71</sup> *Neumann* und *von Hagen* (1993, 311 ff.) stellen für die Periode 1979 bis 1989 einen signifikanten Einfluß des realen Außenwerts der D-Mark (gegenüber 18 Industrieländern) auf Abweichungen des jährlichen Geldmengenziels von der Korridormitte fest. *Von Hagen* (1989) kommt zu dem Ergebnis, daß immer dann Abweichungen vom Geldmengenziel aufgrund wechsellkurspolitischer Erwägungen zu beobachten sind, wenn die D-Mark gegenüber den EWS-Partnerwährungen und dem US-Dollar in gleicher Weise zu Stärke oder Schwäche neigt.

<sup>72</sup> Die den Tests auf umgekehrte Kausalität zugrundeliegende Schätzung ist nicht frei von autokorrelierten Residuen.

Tabelle 6

Geldpolitische Kontrollvariablen und konjunkturelle Entwicklung				
x => y	Tests auf Kausalität		Tests auf "umgekehrte" Kausalität	
	PRO => RTA (1-6) (1-6)	PRO => M3 (1-24) (12)	RTA => PRO <sup>1</sup> (1-36) (1-7,12,13)	M3 => PRO <sup>1</sup> (1-24) (1-7,12,13)
F	1,3	1,5*	0,9	3,6***
t(β <sub>0</sub> )	1,5	-0,4	1,0	-1,3
Chi <sup>2</sup>	13,9	22,6	18,8***	11,4
R <sup>2</sup> adj	0,07	0,842	0,821	0,878
F <sub>SUM</sub>	1,9	0,4	2,9*	1,6
∑ Koeff.	1-3 u. 1-6 pos.	1-3 u. 1-6 neg.	ab 1-12 neg.	jeweils pos.
sign. Lags	5+	4-,6-,8-,(17+,18+)	2+,13-	1+,2-,4+,10+,11+, 12+,13-,14+,20-

Erläuterungen s. Tabelle 3.  
<sup>1</sup> Die Schätzung des autoregressiven Prozesses von DLPRO ist nicht frei von autokorrelierten Residuen.

Betrachtet man M3, sind sowohl kausale als auch umgekehrt kausale Beziehungen festzustellen. Kausalität läßt sich jedoch lediglich auf dem 10%-Niveau nachweisen. Negative Koeffizienten (Lag 4, 6 und 8) deuten zwar auf einen Zusammenhang im Sinne einer Reaktionsfunktion. Bei einem Produktionsrückgang um 1 % liegt die Geldmenge nach 12 Monaten allerdings nur um ca. 1/4 % über dem ursprünglichen Niveau. Dies und das niedrige Signifikanzniveau sprechen gegen eine ausgeprägte „Konjunkturorientierung“ der Geldpolitik.

### c) Zusammenfassung der Testergebnisse

Mit Ausnahme des Nettoproduktionsindex sind alle Variablen, bei denen ein Einfluß auf das Bundesbankverhalten vermutet wurde, kausal zum Satz für Tagesgeld. Die kurzfristige Kontrollvariable wird demnach von der Entwicklung der Geldmenge M3 sowie der Preise, des Außenwertes der D-Mark gegenüber den EWS-Währungen und des DM/\$-Kurses bestimmt. Die Ergebnisse sind statistisch gut abgesichert, und die Vorzeichen der Koeffizienten sprechen durchweg für eine Interpretation im Sinne einer *Reaktionsfunktion*.

Prüft man die Kausalitätseigenschaften der potentiellen Bestimmungsfaktoren der Geldpolitik im Hinblick auf das geldpolitische Zwischen-

Tabelle 7

Überblick: Kontrollvariablen und Ziele der Geldpolitik

KAUSALITÄTSTESTS				
Potentielle Zielvariablen	Operationsziel DRTA (Geldmarktzins)		Zwischenziel DLM3 (Geldmenge M3)	
<u>Zwischenziel</u>				
DLM3 (Geldmenge M3)	C***	RC*		
<u>Preisniveau</u>				
DLPLH (Verbraucherpreise)	C***	RC*	C**	RC***
<u>Außenwert</u>				
DLAEW (gegenüber EWS)	C**	RC**	(C**) <sup>1</sup>	RC***
DLUSD (DM/\$)	C***	-	-	RC*
<u>Konjunktur</u>				
DLPRO (Nettoproduktion)	(C <sup>0,25</sup> ) <sup>2</sup>	-	C*	RC***

Spalte 1 listet die potentiellen Zielvariablen auf, deren Kausalitätseigenschaften in bezug auf das Operationsziel bzw. das Zwischenziel geprüft werden.  
D: 1. Differenz; L: Logarithmus  
C: Kausalität; RC: "umgekehrte" Kausalität  
\*\*\*, \*\*, \* signifikant auf dem 1%-, 5%-, 10%-Niveau  
<sup>1</sup> Schätzung ist nicht frei von autokorrelierten Residuen.  
<sup>2</sup> Irrtumswahrscheinlichkeit 25%

ziel, sind die Verbraucherpreise und der Index der Nettoproduktion kausal zu M3.<sup>73</sup> Dabei wird lediglich bei den Preisen ein Signifikanzniveau von mindestens 5% erreicht. Es wird die Vermutung bestätigt, daß sich eine geldpolitische Reaktion anhand des monetären Zwischenziels nur mit größerer Unsicherheit nachweisen läßt (Ausnahme: PRO).<sup>74</sup> Aufgrund des mehrstufigen Steuerungsverfahrens kommt das Verhalten der Bundesbank in der Zwischenzielvariablen nur indirekt und mit Verzögerung zum Ausdruck, da zunächst das Operationsziel angepaßt wird. Erst im Wege des weiteren Transmissionsprozesses führt dies zu einer beobachtbaren Veränderung des Zwischenziels.<sup>75</sup>

<sup>73</sup> Die Schätzung mit DLAEW, die ebenfalls Kausalität anzeigt, ist nicht frei von autokorrelierten Residuen.

<sup>74</sup> Dabei kann eine Reaktion von M3 auf Veränderungen des Außenwertes bzw. des DM/\$-Kurses selbst auf niedrigem Signifikanzniveau nicht nachgewiesen werden.

<sup>75</sup> Untersucht man die Wirkung der Geldpolitik (Tests auf „umgekehrte“ Kausalität), deuten die Ergebnisse darauf hin, daß eine Anpassung des Operationsziels erst über das Zwischenziel auf die eigentlichen Zielvariablen wirkt. Im Gegensatz zu den Tests auf Kausalität sind hier die Tests mit dem geldpolitischen Zwischenziel besser abgesichert als diejenigen mit dem Operationsziel.

Insgesamt bestätigen die Ergebnisse eine „geldmengenorientierte“ Politik der Deutschen Bundesbank. Das *angekündigte* Geldmengenziel ist jedoch *nicht* die *alleinige* Richtschnur. Vielmehr reagiert die Geldpolitik auch in *diskretionärer* Weise auf die *laufende* Entwicklung der Preise und der Wechselkurse mit Variationen des Geldmarktzinses. Eine ausgeprägte systematische Reaktion auf Änderungen der Konjunkturlage läßt sich nicht belegen.

#### IV. Schlußbetrachtung

Die Analyse zeigt, daß Instabilitäten auf der Ebene des Einsatzes einzelner Instrumente einer ökonometrischen Untersuchung des Bundesbankverhaltens – auch über einen längeren Untersuchungszeitraum – nicht entgegenstehen. Die Summe des Einsatzes der Einzel-Instrumente läßt sich mit Hilfe des kurzfristigen Operationsziels der Bundesbank (Geldmarktsatz), das auf die Kontrolle des monetären Zwischenziels (M3) gerichtet ist, erfassen. Anhand dieses Operationsziels können kurzfristige geldpolitische Reaktionen auf unerwünschte Entwicklungen der makroökonomischen Zielvariablen mit geringerer Verzögerung und statistisch besser abgesichert nachgewiesen werden als durch das monetäre Zwischenziel.

Die empirischen Ergebnisse sprechen dafür, daß die Bundesbank, trotz der Betonung der angekündigten Geldmengenziele, neben der Potentialorientierung eine kürzerfristig ausgerichtete diskretionäre Politik verfolgt. Dies wird vor allem in der Reaktion auf die beobachtete Entwicklung des Preisniveaus deutlich. Darüber hinaus belegen die vorliegenden Ergebnisse eine systematische Variation des Geldmarktsatzes in Reaktion auf die Wechselkursentwicklung der D-Mark gegenüber den Partnerwährungen im EWS und gegenüber dem US-Dollar. Eine ausgeprägte kurzfristige „Konjunkturorientierung“ der Bundesbank, als weiteres Element diskretionärer Politik, wird dagegen nicht nachgewiesen. Auch wenn die Ergebnisse aus einem Untersuchungszeitraum gewonnen wurden, der mit dem Ende der „alten“ Bundesrepublik abschließt, so deutet doch die laufende Beobachtung der Geldpolitik darauf hin, daß diese Orientierung seither im wesentlichen beibehalten wurde.<sup>76</sup>

Das Geldmengenziel selbst verliert durch diese Praxis erheblich an Informationswert. Die Unsicherheit über die zu erwartende Geldmen-

---

<sup>76</sup> Dafür sprechen auch erste Ergebnisse einer Fortschreibung der Untersuchung.

gen- und damit über die Inflationsentwicklung liegt höher als bei einer strikten Orientierung der geldpolitischen Maßnahmen am angekündigten Geldmengenziel. Das Geldmengenziel wird so seinem ursprünglichen Zweck, Fehler in den Inflationserwartungen zu begrenzen, nicht in optimaler Weise gerecht.

Bemerkenswert ist die ausgeprägte geldpolitische Reaktion, *nachdem* Preissteigerungen zu beobachten sind. Diese nachlaufende Politik mag deshalb überraschen, weil monetäre und andere Indikatoren frühzeitig eine Beschleunigung des Preisauftriebs signalisieren können. Mit diesem Verhalten läuft die Geldpolitik Gefahr, ihr Angebot an Zentralbankgeld in stärkerem Maße verteuern zu müssen, als von der monetären Seite her bei einer frühzeitigen Reaktion zur Stabilisierung des Preisniveaus notwendig gewesen wäre.<sup>77</sup> Damit schränkt sie zugleich die Wachstumsmöglichkeiten entsprechend stärker ein.<sup>78</sup>

Andererseits kann die Beachtung weiterer Ziele, die die Geldpolitik zu diskretionärem Handeln veranlassen, immer wieder zu Phasen führen, in denen die Bundesbank Zentralbankgeld billiger anbietet, als wenn sie sich allein am Geldmengenziel orientierte. Damit ist vor allem zu rechnen, wenn die Preisentwicklung in ruhigen Bahnen verläuft. Ist eine solche Phase entsprechend ausgeprägt, führt dies zu einer Inflationsbeschleunigung, die ihrerseits wieder zu einer an der Preisentwicklung orientierten „Härtung“ der Geldpolitik führt. Auf diese Weise wird das Ziel, durch die Orientierung an Geldmengenzielen verstetigend auf den Wirtschaftsablauf zu wirken, konterkariert.<sup>79</sup>

Die diskretionäre Berücksichtigung makroökonomischer Ziele neben dem Geldmengenziel bei den laufenden geldpolitischen Entscheidungen und die nachlaufende Reaktion der Bundesbank auf Preisniveausteigerungen ist ein Charakteristikum der deutschen Geldpolitik. Es erklärt, weshalb in der Bundesrepublik trotz des hohen Rangs der Stabilität der

---

<sup>77</sup> Die Bundesbank hat Zinserhöhungen in einzelnen Fällen mit der Notwendigkeit begründet, dauerhaft höhere Inflationserwartungen zu verhindern, mit denen anderenfalls nach einer Beschleunigung des Preisauftriebs zu rechnen wäre. So z. B. *Deutsche Bundesbank* (Monatsbericht, September 1991), 9. Hinzu kommt, daß die Bundesbank bei einer offenkundigen Verletzung des Ziels der Geldwertstabilität verstärkt unter Rechtfertigungs- und Handlungsdruck gerät. So begründet *Dudler* (1983b, 60) zeitweilige „Überreaktionen“ der Geldpolitik mit dem Druck der öffentlichen Meinung.

<sup>78</sup> Dies läßt sich daraus ableiten, daß M3 kausal zum Produktionsindex ist.

<sup>79</sup> *Scheide* (1993, 103 ff.) schließt aus einem einfachen, empirisch gestützten Modell, daß eine streng potentialorientierte Geldpolitik die Produktion nennenswert verstetigt und auf mittlere Sicht für ein stabiles Preisniveau gesorgt hätte.



Währung immer wieder Phasen mit einer deutlichen Verletzung des Ziels der Geldwertstabilität zu beobachten sind.

### Literatur

*Basler*, Hans-Peter (1979): Wirtschaftspolitische Zielpräferenzen und theoretische Orientierung in der Geldpolitik der Bundesrepublik Deutschland. Eine empirische Analyse des Verhaltens der Deutschen Bundesbank, Tübingen. – *Baum*, Thomas M. (1983): Empirische Analysen der Bundesbankautonomie, Konjunkturpolitik 29, 163 - 186. – *Bradley*, Michael D. und Susan M. *Potter* (1986): The State of the Federal Budget and the State of the Economy: Further Evidence, Economic Inquiry 24, 143 - 153. – *Bryant*, Ralph C. (1980): Money and Monetary Policy in Interdependent Nations, The Brookings Institution, Washington D.C. – *Deutsche Bundesbank* (1985): Zur längerfristigen Entwicklung und Kontrolle des Geldvolumens, Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, Frankfurt, Januar, 14 - 28. – *Deutsche Bundesbank* (1989) bzw. (1993): Die Deutsche Bundesbank, Geldpolitische Aufgaben und Instrumente. Sonderdruck der Deutschen Bundesbank Nr. 7, 5. bzw. 6. Aufl., Frankfurt. – *Deutsche Bundesbank* (1990): Der Wochenausweis der Deutschen Bundesbank, Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, Frankfurt, Januar, 22 - 33. – *Deutsche Bundesbank* (Geschäftsberichte, laufende Jahrgänge): Geschäftsbericht der Deutschen Bundesbank, Frankfurt. – *Deutsche Bundesbank* (Monatsberichte, laufende Jahrgänge): Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, Frankfurt. – *Dickey*, David A. und Wayne A. *Fuller* (1981): Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, Econometrica 49, 1057 - 1072. – *Dudler*, Hermann-Josef (1983a): Instrumente und quantitative Hilfsmittel der kurzfristigen Geldmengenkontrolle, in: Werner *Ehrlicher* und Rudolf *Richter* (Hrsg.), Geld- und Währungsordnung, Schriften des Vereins für Socialpolitik, N.F. 138, Berlin, 39 - 84. – *Dudler*, Hermann-Josef (1983b): Comment. Siehe *Willms* (1983). – *Dudler*, Hermann-Josef (1986): Changes in Money-Market Instruments and Procedures in Germany, in: *Bank for International Settlements* (Hrsg.), Changes in Money-Market Instruments and Procedures, Basel, 53 - 73. – *Emminger*, Otmar (1986): D-Mark, Dollar, Währungskrisen: Erinnerungen eines ehemaligen Bundesbankpräsidenten, Stuttgart. – *Frey*, Bruno S. und Friedrich *Schneider* (1981): Central Bank Behavior: A Positive Empirical Analysis, Journal of Monetary Economics 7, 291 - 315. – *Fuller*, Wayne A. (1976): Introduction to Statistical Time Series, New York. – *Geisler*, Klaus-D. (1983): Bundesbankpolitik. Eine Analyse unter Verwendung von Reaktionsfunktionen, Göttinger wirtschaftswissenschaftliche Studien, Göttingen. – *Geweke*, John, Richard *Meese* und Warren T. *Dent* (1983): Comparing Alternative Tests of Causality in Temporal Systems: Analytic Results and Experimental Evidence, Journal of Econometrics 21, 161 - 194. – *Gordon*, Robert J. (1977): World Inflation and Monetary Accommodation in Eight Countries, Brookings Papers on Economic Activity 2: 1977, 409 - 477. – *Granger*, Clive W. J. (1969): Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods, Econometrica 37, 424 - 438; abgedruckt in: Robert E. Lucas and Thomas J. Sargent (Hrsg.) (1981), Rational Expectations and Econometric Practice, London u.a., 371 - 386. – *von Hagen*, Jürgen (1984): The Causal Role of Money in West Germany – Some Contradicting Comments and Evi-

dence, *Weltwirtschaftliches Archiv* 120, 558 - 571. – *von Hagen, Jürgen* (1986): Strategien kurzfristiger Geldmengensteuerung, Hamburg. – *von Hagen, Jürgen* (1988): Alternative Operating Regimes for Money Stock Control in West Germany: An Empirical Evaluation, *Weltwirtschaftliches Archiv* 124, 89 - 107. – *von Hagen, Jürgen* (1989): Monetary Targeting with Exchange Rate Constraints: The Bundesbank in the 1980s, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 71, September/October, 53 - 69. – *Harvey, Andrew C.* (1981): *Time Series Models*, Oxford. – *Hasza, David P.* und *Wayne A. Fuller* (1982): Testing for Nonstationary Parameter Specifications in Seasonal Time Series Models, *The Annals of Statistics* 10, 1209 - 1216. – *Issing, Otmar* (1990): Einführung in die Geldpolitik, 3. Aufl., München. – *Jacobs, Rodney L., Edward E. Leamer* und *Michael P. Ward* (1979): Difficulties with Testing for Causation, *Economic Inquiry* 17, 401 - 413. – *Jahnke, Wilfried* (1983): Geldpolitische Instrumente und monetärer Transmissionsprozeß im Bundesbankmodell, in: *Werner Ehrlicher* und *Rudolf Richter* (Hrsg.), *Geld- und Währungsordnung*, Schriften des Vereins für Socialpolitik, N.F. 138, Berlin, 9 - 37. – *Kirchgässner, Gebhard* (1981): Einige neuere statistische Verfahren zur Erfassung kausaler Beziehungen zwischen Zeitreihen. Darstellung und Kritik, Göttingen. – *Krämer, Jörg W.* (1994): Zinsgewichtete Geldmengenaggregate und wirtschaftliche Aktivität, Institut für Weltwirtschaft, Kieler Arbeitspapier, 656. – *Kröger, Jürgen* (1983): Zentralbankreaktionen auf binnen- und außenwirtschaftliche Entwicklungen, dargestellt am Beispiel der Deutschen Bundesbank, Baden-Baden. – *Lambsdorff, Otto Graf* (1978): Rede vor dem Deutschen Bundestag, Deutscher Bundestag, 8. Wahlperiode, 122. Sitzung, 6. Dez. 1978, Plenarprotokoll, 9501 - 9505. – *Laney, Leroy O.* (1985): International Comparison of Experiences with Monetary Targeting: A Reaction Function Approach, *Contemporary Policy Issues* 3, 99 - 112. – *Ljung, G. M.* und *G. E. P. Box* (1978): On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models, *Biometrika* 65, 297 - 303. – *McMillin, W. Douglas* (1986): Federal Deficits, Macrostabilization Goals, and Federal Reserve Behaviour, *Economic Inquiry* 24, 257 - 269. – *Neumann, Manfred J. M.* und *Jürgen von Hagen* (1987): Theoretische und empirische Grundlagen von Geldmengenzielen und ihrer Realisierung, in: *Arnim Gutowski* (Hrsg.), *Geldpolitische Regelbindung: Theoretische Entwicklungen und empirische Befunde*, Schriften des Vereins für Socialpolitik, N.F. 161, Berlin, 63 - 111. – *Neumann, Manfred J. M.* und *Jürgen von Hagen* (1993): Monetary Policy in Germany, in: *Michele U. Fratianni* und *Dominik Salvatore* (Hrsg.), *Monetary Policy in Developed Economies*, Handbook of Comparative Economic Policies, Vol. 3, Westport und London. – *Scheide, Joachim* (1984): Geldpolitik, Konjunktur und rationale Erwartungen, *Kieler Studien* 188. – *Scheide, Joachim* (1993): Preisniveaustabilität: Geldmengenregeln auch für unabhängige Notenbanken, *Zeitschrift für Wirtschaftspolitik*, Jg. 42, Heft 2, 97 - 121. – *Schlesinger, Helmut* (1983): The Setting of Monetary Objectives in Germany, in: *Paul Meek* (Hrsg.), *Central Bank Views on Monetary Targeting*, Federal Reserve Bank of New York, 6 - 17. – *Schlesinger, Helmut* (1988): Das Konzept der Deutschen Bundesbank, in: *Werner Ehrlicher* und *Diethard B. Simmert* (Hrsg.), *Wandlungen des geldpolitischen Instrumentariums der Deutschen Bundesbank*, Beihefte zu *Kredit und Kapital*, Heft 10, 3 - 20. – *Schultes, Dieter* (1994): Bestimmungsfaktoren der Geldpolitik der Deutschen Bundesbank, Berlin. – *Theil, Henri* (1964): Optimal Decision Rules for Government and Industry, Amsterdam. – *Tietmeyer, Hans* (1990): The Role of an Independent Central Bank in Europe, Speech at the IMF Seminar on Central Banking in Washington, D.C., Nov. 9, in: *Deutsche Bundes-*

bank, Auszüge aus Presseartikeln, Nr. 89, 2 - 6. – *Trehan*, Bharat (1988): The Practice of Monetary Targeting: A Case Study of the West German Experience, Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review (Spring), 30 - 44. – *Vaubel*, Roland (1993): Eine Public-Choice-Analyse der Deutschen Bundesbank und ihre Implikationen für die Europäische Währungsunion, in: Dieter Duwendag und Jürgen Siebke (Hrsg.), Europa vor dem Eintritt in die Wirtschafts- und Währungsunion, Schriften des Vereins für Socialpolitik, N.F. 220, Berlin, 23 - 80. – *Willms*, Manfred (1983): The Monetary Policy Decision Process in the Federal Republic of Germany, in: Donald R. Hodgman (Hrsg.), The Political Economy of Monetary Policy: National and International Aspects, Federal Reserve Bank of Boston, Conference Series 26, 34 - 58. – *Wood*, John H. (1967): A Model of Federal Reserve Behavior, in: George Horwich (Hrsg.), Monetary Process and Policy: A Symposium, Homewood, Ill., 135 - 166.

## **Zusammenfassung**

### **Geldmengenziele und diskretionäre Elemente der Politik der Bundesbank Eine empirische Untersuchung**

Es wird untersucht, ob die Geldpolitik trotz Geldmengenregel kürzerfristige diskretionäre Elemente aufweist. Unter der Annahme, daß Abweichungen vom angekündigten Geldmengenziel – abgesehen von einem stochastischen Kontrollfehler – geldpolitisch beabsichtigt sind, sollte sich ein stabiler Zusammenhang zwischen den beobachteten Abweichungen und Veränderungen der makroökonomischen Zielvariablen der Bundesbank nachweisen lassen. Da das monetäre Zwischenziel über den Zinssatz am Geldmarkt gesteuert wird, sollten geldpolitische Reaktionen auf unerwünschte Veränderungen der Zielvariablen unmittelbar in Variationen dieser Kontrollvariablen zum Ausdruck kommen. Statt multiple Regressionen zu schätzen, wird untersucht, ob „Kausalität“ im Sinne von Wiener/Granger zwischen den Kontrollvariablen und den geldpolitischen Zielvariablen besteht. Die Ergebnisse sprechen dafür, daß die Bundesbank – trotz der Betonung der angekündigten Geldmengenziele – neben der Potentialorientierung eine kürzerfristig ausgerichtete diskretionäre Politik verfolgt. Bemerkenswert ist eine ausgeprägte *nachlaufende* Reaktion auf beobachtete Veränderungen des Preisniveaus.

## **Summary**

### **Money Supply Targets and Discretionary Elements of Bundesbank Policies An Empirical Study**

This study focuses on whether monetary policy includes shorter-term discretionary elements in spite of money supply regulation. Assuming that derogations from the announced money supply targets are – except in cases of stochastic control errors – intentional insofar as monetary policy is concerned, it ought to be possible to prove the existence of a stable correlation between the observed derogations and the changes in the Bundesbank's macroeconomic target variables. Since the intermediate monetary target is managed via money-market interest rates, mone-

tary-policy responses to undesired changes in target variables ought to be directly reflected by variations of these control variables. Instead of estimating multiple regressions, it is studied whether there is a “causality” within the meaning of the Wiener/Granger theory between the control variables and the monetary-policy target variables. The results suggest that the Bundesbank – in spite of the stress it lays on its announced money supply targets – pursues a discretionary policy in the shorter term besides a potential-oriented one. Noteworthy is a marked lag in the response to changes observed in the level of prices.

## Résumé

### **Etude empirique sur les objectifs de l'offre monétaire et les éléments discrétionnaires de la politique de la Bundesbank**

L'auteur examine si la politique monétaire accuse des éléments discrétionnaires à plus court terme malgré la définition de la masse monétaire. En supposant que la politique monétaire envisage des divergences par rapport à l'objectif annoncé de l'offre monétaire – à l'exception d'une erreur de contrôle stochastique –, un rapport stable entre les écarts observés et les modifications des variables macro-économiques d'objectifs de la Bundesbank devrait exister. Comme l'objectif monétaire intermédiaire est contrôlé sur le marché monétaire par le taux d'intérêt, la politique monétaire devrait réagir immédiatement aux changements non-désirés des variables d'objectifs par des variations de ces variables de contrôle. Au lieu d'estimer des régressions multiples, l'auteur examine s'il existe une «causalité» dans le sens de Wiener/Granger entre les variables de contrôle et les variables d'objectifs de la politique monétaire. Comme les résultats le portent à croire, la Bundesbank poursuit à côté de l'orientation de potentiels une politique discrétionnaire à plus court terme – malgré son insistance sur les objectifs annoncés de l'offre monétaire. Il faut remarquer qu'il y a une réaction postérieure fort marquée aux modifications observées du niveau des prix.