

Solveen, Ralph

**Working Paper — Digitized Version**

## Verhindert die Unabhängigkeit der Zentralbank politische Konjunkturzyklen?

Kiel Working Paper, No. 747

**Provided in Cooperation with:**

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

*Suggested Citation:* Solveen, Ralph (1996) : Verhindert die Unabhängigkeit der Zentralbank politische Konjunkturzyklen?, Kiel Working Paper, No. 747, Kiel Institute of World Economics (IfW), Kiel

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/46935>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

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

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

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

**Terms of use:**

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

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

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

# Kieler Arbeitspapiere

# Kiel Working Papers

Kieler Arbeitspapier Nr. 747

VERHINDERT DIE UNABHÄNGIGKEIT DER ZENTRALBANK POLITISCHE  
KONJUNKTURZYKLEN?

von  
Ralph Solveen



Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel  
The Kiel Institute of World Economics

ISSN 0342 - 0787

Institut für Weltwirtschaft  
Düsternbrooker Weg 120, 24105 Kiel

Kieler Arbeitspapier Nr. 747

VERHINDERT DIE UNABHÄNGIGKEIT DER ZENTRALBANK POLITISCHE  
KONJUNKTURZYKLEN?

von  
Ralph Solveen

687278

Juni 1996

Für Inhalt und Verteilung der Kieler Arbeitspapiere ist der jeweilige Autor allein verantwortlich, nicht das Institut. Da es sich um Manuskripte in einer vorläufigen Fassung handelt, wird gebeten, sich mit Anregung und Kritik direkt an den Autor zu wenden und etwaige Zitate vorher mit ihm abzustimmen.

# Inhaltsverzeichnis

	Seite
I. Die Fragestellung.....	1
II. Theoretische Erklärung der Existenz von politischen Konjunkturzyklen.....	3
1. Opportunistische politische Konjunkturzyklen.....	3
2. Ideologisch motivierte politische Konjunkturzyklen.....	16
III. Empirische Überprüfung der Modellaussagen.....	23
1. Tests auf die Existenz von opportunistischen Zyklen in der Geldpolitik.....	26
a) Überprüfung der Modellaussagen mit Hilfe der deskriptiven Statistik.....	26
b) Überprüfung der Aussagen des Modells mit Hilfe der Reaktions- funktionen der Notenbanken.....	37
(1) Spezifikation und Schätzung der Reaktionsfunktionen.....	37
Exkurs: Das Geldmengenziel in der Reaktionsfunktion der Deutschen Bundesbank.....	53
(2) Vorgehensweise bei der Überprüfung der Modellaussagen.....	58
(3) Ergebnisse der Überprüfung.....	59
2. Tests auf die Existenz ideologisch motivierter Zyklen in der Geldpolitik.....	66
IV. Zusammenfassung.....	71
Appendix.....	72
Literaturverzeichnis.....	78

## **ABSTRACT**

Two theoretical models are developed. One describes the behavior of monetary policy before elections, in case of policy instruments being controlled by the government. The other one discusses the effects of a change in the ruling party, if parties differ in the weight they attribute to inflation in their loss function. Next, the propositions of the models are tested for the industrial countries. Furthermore, it is tested whether the independence of the central bank prevents such politically motivated cycles in monetary policy. Simple empirical methods and estimated reaction functions of the G7-countries are applied in this investigation. The empirical evidence is mixed. There is some evidence of opportunistic cycles in monetary policy. But the evidence of positive effects of the independence of the central bank is rather weak. Scarcely any evidence is found of partizan cycles in monetary policy.

JEL Classification: C22, E58.

## I. Die Fragestellung

In den letzten Jahren sind in vielen Ländern Änderungen an den gesetzlichen Regelungen in bezug auf die jeweilige Zentralbank vorgenommen worden. Ziel hierbei war zumeist, den geldpolitischen Entscheidungsträgern ein größeres Maß an Unabhängigkeit gegenüber der Regierung einzuräumen. Als Beispiele seien hier Frankreich, Spanien und Neuseeland genannt. Motivation für diesen Trend zu unabhängigen Zentralbanken, der auch in den Regelungen des Vertrags von Maastricht in Hinblick auf die institutionelle Gestaltung der zukünftigen Europäischen Zentralbank zum Ausdruck kommt, ist wohl die Überzeugung, daß die Unabhängigkeit der Zentralbank das Erreichen des Ziels der Preisniveaustabilität merklich erleichtert.

Dies wird in der Theorie und der aktuellen Diskussion im allgemeinen durch drei Argumente begründet. Zum einen kann eine unabhängige Institution, wenn ihre Entscheidungsträger inflationsaverser sind als die Regierung, für eine Verminderung der Wohlfahrtsverluste infolge des aus einem Zeitinkonsistenzproblem resultierenden Inflations-Bias der Geldpolitik sorgen.<sup>1</sup> Des weiteren wird angeführt, daß bei einem geringen Einfluß der Regierung auf die Geldpolitik nicht mehr die Gefahr besteht, daß Staatsschulden durch überraschende Inflation verringert werden. Somit werden bei einer unabhängigen Geldpolitik die Kosten einer Verschuldung größer, ein Faktor, der die Ausgabendisziplin der Fiskalpolitik vergrößert. Das dritte Argument besagt, daß bei einer Unabhängigkeit der Zentralbank die Regierung die Geldpolitik nicht mehr mißbrauchen kann, um die Chancen ihrer Wiederwahl zu erhöhen. Diese dritte These ist Gegenstand der folgenden Untersuchung.

---

<sup>1</sup> Das Problem der Zeitinkonsistenz in der Geldpolitik wurde zuerst von Kydland und Prescott (1977) dargestellt. Die Idee einer unabhängigen Zentralbank mit einer größeren Gewichtung der Preisniveaustabilität stammt von Rogoff (1985). Für eine Untersuchung, ob sich die Politik unabhängiger Zentralbanken tatsächlich in der von der Theorie vorhergesagten Weise von denjenigen abhängiger Institutionen unterscheidet, siehe Solveen (1995).

Die ersten formalen Modelle, die die Existenz politischer Konjunkturzyklen erklärten, wurden Mitte der siebziger Jahre entwickelt. Alle sind auf der Annahme einer ausnutzbaren Phillips-Kurve und adaptiver Erwartungen der Individuen begründet. Sie lassen sich in zwei Gruppen einteilen, je nachdem, welche Motivation den Politikern in ihnen unterstellt wird. Die eine Gruppe von Modellen (Modelle opportunistischer Zyklen)<sup>2</sup> geht davon aus, daß Politiker nur an ihrer Wiederwahl interessiert sind und deshalb im Vorfeld von Wahlen mit Hilfe einer expansiven Wirtschaftspolitik einen Boom herbeiführen, um so ihre Wahlchancen zu erhöhen. Nach der Wahl muß zur Bekämpfung der folgenden Inflation das Expansionstempo der Wirtschaft merklich gedrosselt werden, so daß über die Wahlperiode ein von der Politik erzeugter Konjunkturzyklus entsteht. Die andere Gruppe von Modellen (ideologisch motivierte Zyklen oder Partisan-Zyklen)<sup>3</sup> unterstellt, daß die Parteien sich in der Gewichtung von Inflationsvermeidung einerseits und Produktionssteigerung andererseits unterscheiden und deshalb unterschiedliche Punkte auf der Philippskurve wählen. So kommt es, wenn eine „rechte“ Partei, die annahmegemäß ein größeres Gewicht auf die Vermeidung von Inflation legt als eine „linke“ Partei, von dieser die Regierung übernimmt, die Inflationsrate und das Produktionsniveau zurückgehen. Analoges gilt für einen Regierungswechsel mit umgekehrtem Vorzeichen.

Eine Kritik an diesen Modellen bezog sich auf die ihnen zugrundeliegenden Annahmen. Aus der Sicht der Theorie der rationalen Erwartungen ist es nicht erklärbar, warum sich die Wähler immer wieder täuschen lassen und ihre Wahlentscheidung von den wirtschaftspolitischen „Erfolgen“ der Regierung in der Vergangenheit abhängig machen. Zudem wurde die These, daß der durch die Phillips-Kurve beschriebene Zusammenhang zwischen Inflationsrate und Produktionsniveau über einen längeren Zeitraum ausnutzbar ist, verworfen.

Ende der achtziger Jahre wurden Modelle entwickelt, die zu einem großen Teil die ursprünglichen Ideen übernehmen, aber gegen die aufgeführten Kritikpunkte immun sind. Zu nennen sind hier die Arbeiten von Rogoff (1990) und Rogoff und Sibert (1988) für die Gruppe

---

<sup>2</sup> Vgl. z.B. Lindbeck (1976), McRae (1977) und Nordhaus (1975).

<sup>3</sup> Vgl. z.B. Hibbs (1977).

der Modelle mit opportunistischen Konjunkturzyklen und Alesina (1987, 1988) für die Modelle mit ideologisch motivierten Zyklen. Gemein ist diesen Modellen, daß es der Regierung durch Informationsasymmetrien über eine kurze Frist möglich ist, die gesamtwirtschaftliche Entwicklung nach ihrem Willen zu beeinflussen.

In Abschnitt II werden diese Modelle in einer Abwandlung dargestellt, die sie empirisch überprüfbar macht. Darauf wird in Abschnitt III mit Hilfe ökonometrischer Methoden untersucht, ob die von den Modellen beschriebenen Zyklen in der Geldpolitik tatsächlich auftreten und ob sie — wie die Ausgangsthese besagt — eher in Ländern mit abhängigen als in solchen mit unabhängigen Notenbanken zu beobachten sind. Den Abschluß bildet eine Zusammenfassung der Ergebnisse.

## II. Theoretische Erklärung der Existenz von politischen Konjunkturzyklen

### 1. Opportunistische politische Konjunkturzyklen

Es wird ein Land mit einer geschlossenen Volkswirtschaft betrachtet, in dem am Ende jedes dritten Jahres (d.h. am Ende der Perioden  $i = t, t + 3, t + 6...$ ) Wahlen stattfinden.<sup>4</sup> Es gibt zwei Parteien, die derzeitig sich an der Regierung befindliche Partei  $R$  und die Opposition  $O$ . Die Wahlentscheidung der Bevölkerung wird zu einem großen Teil durch die Erwartungen bezüglich der wirtschaftlichen Kompetenz der Parteien in der Zukunft beeinflusst. Diese Kompetenz von Partei  $j$  in Periode  $i$  ( $f_{j,i}$ ) entwickelt sich wie folgt:

$$[1] \quad f_{j,i} = \varepsilon_{f,i}^j + \varepsilon_{f,i-1}^j$$

---

<sup>4</sup> Dieses Modell beruht auf der Grundidee der Modelle aus Rogoff (1988) und aus Rogoff und Sibert (1990).

$\varepsilon_{f,t}^j$  ist für beide Parteien eine Zufallsvariable mit einer Gleichverteilung über das Intervall  $[-1,+1]$ . Der Wert von  $\varepsilon_{f,t}^j$  kann nur von der jeweiligen Partei  $j$  direkt beobachtet werden. Es gibt eine allgemeine Wohlfahrtsfunktion  $W$ , die zum Zeitpunkt  $t$  wie folgt lautet:

$$[2] \quad W_t = \sum_{i=t}^{\infty} \theta^{i-t} \cdot \left( x_i - \frac{1}{2} \cdot \beta \cdot \pi_i^2 \right)$$

Dabei ist  $x_i$  das Produktionsniveau in der Volkswirtschaft und  $\pi_i$  die Inflationsrate in Periode  $i$ ;  $\theta$  ist der Abdiskontierungsfaktor. Die Parteien verfolgen zwei Ziele, wenn sie an der Macht sind. Zum einen wollen sie die Wohlfahrt maximieren, zum anderen messen sie der Verfügung über die Regierungsgewalt einen gewissen Wert zu. Dadurch ergibt sich für die Parteien in Periode  $t$  jeweils in Abhängigkeit von ihrem jeweiligen Status eine Zielfunktion der Form:

$$[3] \quad Z_t = W_t + \sum_{i=t}^{\infty} \theta^{i-t} \cdot \gamma \cdot z_i^j = \sum_{i=t}^{\infty} \theta^{i-t} \cdot \left( x_i - \frac{1}{2} \cdot \beta \cdot \pi_i^2 + \gamma \cdot z_i^j \right)$$

Hierbei ist  $z_i^j$  eine Dummy-Variable, die in Periode  $i$  den Wert 1 annimmt, wenn Partei  $j$  zu diesem Zeitpunkt an der Regierung ist, und gleich 0 ist, wenn sie sich in der Opposition befindet.  $\gamma$  ist das Gewicht, das die Parteien dem Regierungsamt in ihrer Zielfunktion geben. Dieser Wert sei allgemein bekannt und für beide Parteien gleich.<sup>5</sup> Die einzige hier interessierende Politikvariable der regierenden Partei ist der Zinssatz  $r$ , den sie zu Beginn jeder Periode setzt. Er repräsentiert den allgemeinen Kurs der Geldpolitik. Durch die Wahl von  $r$  beeinflusst die Regierung sowohl das Produktionsniveau als auch die Inflationsrate, wobei letztere aber erst mit einer Verzögerung von einer Periode auf die Geldpolitik reagiert. Im

---

<sup>5</sup> Die Parteien können sich also auf wirtschaftspolitischem Gebiet nur durch ihre Kompetenz unterscheiden.

einzelnen wird der Zusammenhang zwischen dem Zinssatz und diesen beiden volkswirtschaftlichen Größen durch folgende Gleichungen beschrieben:<sup>6</sup>

$$[4] \quad x_t = \bar{x} + f_{R,t} - \alpha \cdot r_t = \bar{x} + \varepsilon_{f,t}^R + \varepsilon_{f,t-1}^R - \alpha \cdot r_t$$

$$[5] \quad \pi_t = \bar{\pi} - \delta \cdot r_{t-1}$$

Im folgenden werden — zur Vereinfachung der Analyse — der Parameter  $\bar{x}$  aus Gleichung [4] gleich 0 und die Parameter  $\theta$  aus Gleichung [2] und  $\alpha$  aus Gleichung [4] gleich 1 gesetzt. Dies ändert nichts an dem qualitativen Ergebnis des Modells.

Die Bevölkerung kann den allgemeinen Kurs der Geldpolitik nicht beurteilen, d.h. sie kann den Zins  $r_t$  — wie auch das Fähigkeitsniveau  $f_{R,t}$  bzw.  $f_{0,t}$  — nicht direkt beobachten.<sup>7</sup> Da sie aber die Zusammenhänge entsprechend der Gleichungen [4] und [5] kennt, kann sie in Periode  $t+1$  anhand der sich dann einstellenden Inflationsrate  $\pi_{t+1}$  sowohl  $r_t$  als auch  $f_{R,t}$  und damit  $\varepsilon_{f,t}^R$  rückwirkend bestimmen.<sup>8</sup> Das Fähigkeitsniveau der Opposition kann überhaupt nicht bestimmt werden, weshalb die Bevölkerung bei der Wahlentscheidung von dem unbedingten Erwartungswert von  $\varepsilon_{f,t}^0$  ( $E[\varepsilon_{f,t}^0] = 0$ ) ausgehen muß.

<sup>6</sup> Dieses Modell unterscheidet sich von demjenigen, das z.B. in Solveen (1995) verwendet wurde, dadurch, daß in ihm die Wirkung einer expansiven Geldpolitik auf das Produktionsniveau nicht davon abhängt, ob sie unerwartet geschieht oder nicht. Durch diese Vereinfachung, die nur die Handhabbarkeit des Modells verbessern soll, ergeben sich in Hinblick auf die Existenz von politischen Konjunkturzyklen qualitativ keine anderen Ergebnisse.

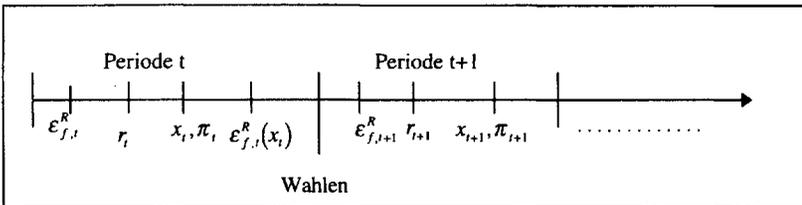
<sup>7</sup> Die Annahme, daß die verfolgte Geldpolitik erst mit einer gewissen Verzögerung anhand ihrer Auswirkungen beobachtet werden kann, ist allen Modellen der opportunistischen politischen Konjunkturzyklen gemein. Vgl. z.B. Persson und Tabellini (1990, S. 79–89) und — analog für die Fiskalpolitik — Rogoff (1988). Begründen läßt sich diese Annahme damit, daß die wohl überwiegende Mehrheit der Bevölkerung zwar die Bewegung des Geldmarktzins beobachten kann, aber nicht beurteilen kann — und dies ist hier der entscheidende Punkt —, ob es sich hierbei um eine „normale“ Reaktion der Geldpolitik auf die gesamtwirtschaftliche Entwicklung oder um eine Wahlkampfhilfe handelt.

<sup>8</sup> Durch frühere Beobachtungen sei  $\varepsilon_{f,t-1}^R$  bekannt.

Die Wahrscheinlichkeit, daß die Regierung bei den nächsten Wahlen wiedergewählt wird, hängt davon ab, wie die Bevölkerung die Fähigkeit der Regierung in Hinblick auf die Wirtschaftspolitik in der Zukunft einschätzt. Die einzige hierfür wichtige Größe, die zum Zeitpunkt der Wahl am Ende von Periode  $t$  bereits feststeht, ist  $\varepsilon_{f,t}^R$ . Diese Größe kann aber von der Bevölkerung nicht direkt beobachtet werden. Informationen über  $\varepsilon_{f,t}^R$  hat sie zum Zeitpunkt der Wahl nur durch das Produktionsniveau  $x_t$ . Dies bedeutet, daß die Wähler ihre Entscheidung anhand einer Schätzung  $\tilde{\varepsilon}_{f,t}^R(x_t)$  treffen. Die Wahrscheinlichkeit der Wiederwahl sei — gegeben diese Schätzung — beschrieben durch die Funktion:<sup>9</sup>

$$[6] \quad P(\tilde{\varepsilon}_{f,t}^R(x_t)) = \frac{1}{2} \cdot (\tilde{\varepsilon}_{f,t}^R(x_t) + 1) \quad \text{für } -1 \leq \tilde{\varepsilon}_{f,t}^R(x_t) \leq 1$$

### Abbildung 1 — Ablauf des Spiels



Damit ergibt sich folgender Ablauf des hier zu betrachtenden Spiels (vgl. Abbildung 1). Am Beginn von Periode  $t$  erfährt die Regierung den Wert von  $\varepsilon_{f,t}^R$  und damit ihr Fähigkeitsniveau in dieser Periode ( $f_{R,t}$ ), worauf sie ihre Entscheidung bezüglich des Zinses ( $r_t$ ) trifft und damit

<sup>9</sup> Die Wahlentscheidung zugunsten einer Partei hängt sicherlich nicht nur von der Einschätzung der Kompetenz in Wirtschaftsfragen ab, sondern es spielen auch Überzeugungen in anderen Politikfeldern eine große Rolle. Eine erfolgreiche Wirtschaftspolitik macht die Wiederwahl einer Regierung aber sicherlich wahrscheinlicher.

das Produktionsniveau ( $x_t$ ) festlegt. Gleichzeitig wird die Inflationsrate ( $\pi_t$ ) realisiert. Mit Hilfe dieser Information und der Beobachtungen der Vorperioden kann die Bevölkerung  $r_{t-1}$  und damit auch  $\varepsilon_{f,t-1}^R$  bestimmen. Anhand dieser Werte und dem von  $x_t$  und unter Berücksichtigung der Zielfunktion der Regierung schätzt die Bevölkerung nun  $\tilde{\varepsilon}_{f,t}^R(x_t)$ . Am Ende von Periode  $t$  finden Wahlen statt. Danach tritt die neue Regierung ihr Amt an (bzw. die alte bleibt im Amt), erfährt ihr Fähigkeitsniveau, setzt  $r_{t+1}$  usw. Die nächste Wahl findet erst wieder am Ende von Periode  $t+3$  statt.

Wie setzt nun die Regierung den Zinssatz in den einzelnen Perioden, und wie verändert sich ihr Verhalten vor einer Wahl? Zuerst wird eine Periode direkt nach einer Wahl, also die Periode  $t+1$  betrachtet. Die Regierung kennt zu diesem Zeitpunkt  $\varepsilon_{f,t+1}$ , hat aber noch keine Informationen über den für den Ausgang der nächsten Wahl mitentscheidenden Wert  $\varepsilon_{f,t+3}$ . Deshalb kann sie durch ihre Politik keine Signale bzgl. dieses Wertes geben und somit ihre Chancen auf eine Wiederwahl durch das Setzen des Zinssatzes in dieser Periode  $r_{t+1}$  nicht beeinflussen.<sup>10</sup> Deshalb ist in der folgenden Ableitung nach  $r_{t+1}$  der Term  $\sum_{i=t+1}^{\infty} \gamma \cdot z_i$  eine Konstante. Der Optimierungsansatz der Regierung in Periode  $t+1$  lautet:

$$\begin{aligned}
 \max_{r_{t+1}} \quad & Z_{t+1} = \sum_{i=t+1}^{\infty} x_i - \frac{1}{2} \cdot \beta \cdot \pi_i^2 + \sum_{i=t+1}^{\infty} \gamma \cdot z_i \\
 \text{s.t.} \quad & x_i = \varepsilon_{f,i-1} + \varepsilon_{f,i} - r_i \\
 & \pi_i = \bar{\pi} - \delta \cdot r_{i-1} \\
 \Rightarrow \max_{r_{t+1}} \quad & Z_{t+1} = \sum_{i=t+1}^{\infty} \varepsilon_{f,i-1} + \varepsilon_{f,i} - r_i - \frac{1}{2} \cdot \beta \cdot (\bar{\pi} - \delta \cdot r_{i-1})^2 + \sum_{i=t+1}^{\infty} \gamma \cdot z_i
 \end{aligned}$$

<sup>10</sup> Die gleiche Argumentation gilt für die Entscheidung in Periode  $t+2$ . Deshalb gilt die folgende Berechnung und das Ergebnis auch für diese Periode.

Durch Ableitung nach dem Zinssatz  $r_{t+1}$  und anschließendes Auflösen der Gleichung nach diesem Wert erhält man:<sup>11</sup>

$$[8] \quad r_{t+1} = \frac{1}{\beta \cdot \delta^2} \cdot (\beta \cdot \delta \cdot \bar{\pi} - 1)$$

Hierdurch ergeben sich folgendes Produktionsniveau in Periode  $t+1$  und folgende Inflationsrate in Periode  $t+2$ :<sup>12</sup>

$$[9] \quad x_{t+1} = \varepsilon_{f,t}^j + \varepsilon_{f,t+1}^j - \frac{1}{\beta \cdot \delta^2} \cdot (\beta \cdot \delta \cdot \bar{\pi} - 1)$$

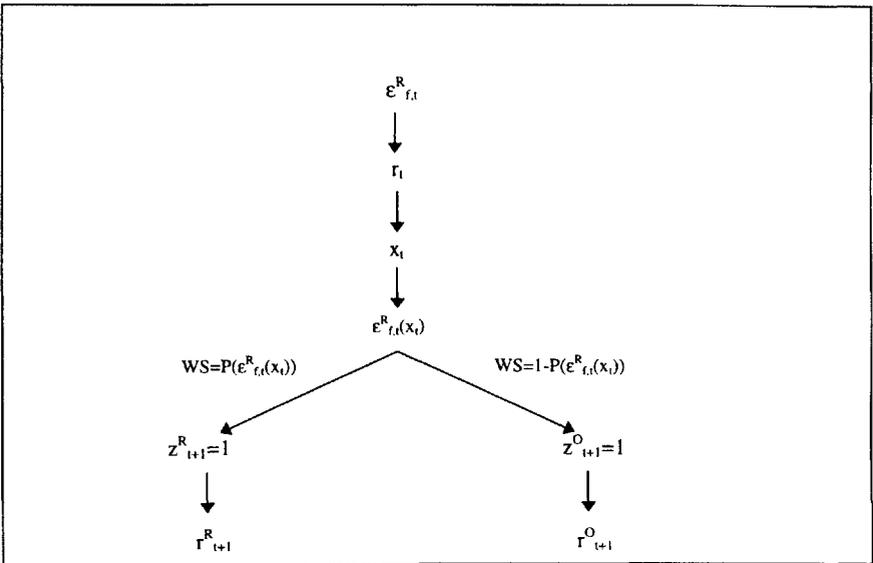
$$[10] \quad \pi_{t+2} = \bar{\pi} - \frac{1}{\beta \cdot \delta} \cdot (\beta \cdot \delta \cdot \bar{\pi} - 1) = \frac{1}{\beta \cdot \delta}$$

Das Produktionsniveau ist um so höher, je fähiger die Regierung ist. Aus diesem Grunde hat die Bevölkerung ein Interesse daran, eine Partei mit einem möglichst hohen Fähigkeitsniveau an der Macht zu sehen. Wie beeinflusst dies nun ihre Wahlentscheidung und die Politik der Regierung in Periode  $t$ ? Der Ablauf der in Periode  $t$  anstehenden Entscheidungen ist in Abbildung 2 dargestellt. Die regierende Partei wählt den Zinssatz  $r_t$ , daraus folgt das Produktionsniveau in Periode  $t$  ( $x_t$ ); mit dieser Information schätzt die Bevölkerung  $\bar{\varepsilon}_{f,t}^R(x_t)$  und fällt ihre Wahlentscheidung. Mit einer Wahrscheinlichkeit von  $P(\bar{\varepsilon}_{f,t}^R(x_t))$  wird die Regierung ( $R$ ) wiedergewählt, mit einer Wahrscheinlichkeit von  $1 - P(\bar{\varepsilon}_{f,t}^R(x_t))$  gewinnt die Oppositionspartei ( $O$ ). Nach einer erfolgreichen Wahl würde Partei  $j$  ( $j = R, O$ )  $r_{t+1}^j$  und damit  $x_{t+1}^j$  und  $\pi_{t+2}^j$  setzen.

<sup>11</sup> Daß hier das Fähigkeitsniveau der Regierung bei der Entscheidung über  $r$  keine Rolle spielt, liegt an der Linearität der Wohlfahrtsfunktion in bezug auf das Produktionsniveau. Wenn auch das Produktionsniveau quadratisch in diese Funktion einging, würde eine fähigere Regierung den Zinssatz höher ansetzen, was eine niedrigere Inflationsrate zur Folge hätte.

<sup>12</sup> Die Inflationsrate in Periode  $t+1$  wurde bereits durch die Wahl von  $r_t$  bestimmt.  $j$  steht hier für die sich in Periode  $t+1$  an der Regierung befindlichen Partei.

Abbildung 2 — Ablauf der Entscheidungen im Umfeld der Wahlen



Eine der Einflußgrößen auf die Entscheidung der Regierung bezüglich  $r_t$  ist die erwartete Differenz zwischen  $E_t[Z_{t+1}|z_{t+1}^R = 1]$  und  $E_t[Z_{t+1}|z_{t+1}^R = 0]$  in dem Wert ihrer Zielfunktion, je nachdem, ob sie wiedergewählt wird oder nicht, d.h. sie vergleicht ihr Nutzenniveau im Fall einer Wiederwahl — unter Berücksichtigung der hierfür nötigen Maßnahmen — und demjenigen bei einer Niederlage. Da in diesem Modell angenommen wird, daß der Wahlausgang am Ende von Periode  $t$  keinerlei Einfluß auf das Ergebnis der Wahl am Ende von Periode  $t+3$  hat, besteht diese Differenz aus zwei Teilen. Dies sind zum einen der Nutzen für die Regierung daraus, daß sie drei Perioden länger im Amt ist  $(= 3 \cdot \gamma)$ , und zum anderen die Differenz in der Wohlfahrt in den Perioden  $t+1$  bis  $t+3$ . Damit ergibt sich folgender Wert:

$$\begin{aligned}
 [11] \quad E_i[Z_{t+1}|z_{t+1}^R = 1] - E_i[Z_{t+1}|z_{t+1}^R = 0] \\
 = \sum_{i=t+1}^{t+3} \left[ E_i[x_i^R] - \frac{1}{2} \cdot \beta \cdot (E_i[\pi_{i+1}^R])^2 - \left( E_i[x_i^O] - \frac{1}{2} \cdot \beta \cdot (E_i[\pi_{i+1}^O])^2 \right) \right] + 3 \cdot \gamma
 \end{aligned}$$

Wie man an Gleichung [10] sieht, hängt der Wert der Inflationsrate in den Perioden  $t+2$  bis  $t+4$ <sup>13</sup> nicht von dem Fähigkeitsniveau der jeweiligen Regierung ab. Deshalb sind die Erwartungswerte für  $\pi_i^R$  und  $\pi_i^O$  für diese Perioden gleich, d.h. die Differenz ist gleich 0.<sup>14</sup> Auch  $E_i[x_{t+2}^j]$  und  $E_i[x_{t+3}^j]$  sind für  $R$  und  $O$  gleich. Der einzige Unterschied liegt bei  $E_i[x_{t+1}^j]$  denn es gilt, da — aus Sicht der Regierung —  $E_i[\varepsilon_{f,t}^O] = 0$  ist:

$$\begin{aligned}
 [12] \quad E_i[x_{t+1}^R] - E_i[x_{t+1}^O] &= E_i[\varepsilon_{f,t}^R] + E_i[\varepsilon_{f,t+1}^R] - \frac{1}{\beta \cdot \delta^2} \cdot (\beta \cdot \delta \cdot \bar{\pi} - 1) \\
 &\quad - E_i[\varepsilon_{f,t}^O] - E_i[\varepsilon_{f,t+1}^O] + \frac{1}{\beta \cdot \delta^2} \cdot (\beta \cdot \delta \cdot \bar{\pi} - 1) \\
 &= \varepsilon_{f,t}^R
 \end{aligned}$$

Damit ergibt sich für die Regierung folgende erwartete Nutzendifferenz zwischen dem Zustand, daß sie in den Perioden  $t+1$  bis  $t+3$  an der Regierung ist und demjenigen, daß sie zu dieser Zeit in der Opposition ist:

$$[13] \quad dZ_{t+1} = E[Z_{t+1}|z_{t+1} = 1] - E[Z_{t+1}|z_{t+1} = 0] = \varepsilon_{f,t}^R + 3 \cdot \gamma$$

<sup>13</sup> Da die Inflationsrate von Periode  $i$  annahmegemäß bereits in Periode  $i-1$  bestimmt wird, werden durch die Wahlentscheidung nur  $\pi_{t+2}$ ,  $\pi_{t+3}$  und  $\pi_{t+4}$  beeinflusst.  $\pi_{t+1}$  wird bereits durch die Regierung in Periode  $t$  gesetzt.

<sup>14</sup> Die Realisierung von  $x_{t+3}$  und  $\pi_{t+4}$  kann natürlich wieder durch die am Ende von Periode  $t+3$  stattfindende Wahl beeinflusst werden. Die Entscheidung der dann an der Regierung befindlichen Partei hängt aber nur von ihrer Fähigkeit ab, und nicht davon, ob sie die jetzige Regierungs- oder die derzeitige Oppositionspartei ist. Folglich sind auch hier die Erwartungswerte aus heutiger Sicht gleich, da zum Zeitpunkt  $t$  noch keine Informationen bezüglich der Fähigkeitsniveaus in  $t+3$  vorliegen.

Dies bedeutet, daß es für eine Regierung, die fähiger ist als der Durchschnitt ( $\varepsilon_{f,t}^R > 0 = E_t^R[\varepsilon_{f,t}^O]$ ), einen zusätzlichen Anreiz gibt, im Amt zu bleiben. Ist sie weniger fähig als der Durchschnitt, schmälert dies ihren Nutzengewinn aus einem Wahlsieg.<sup>15</sup> Damit stellt sich der Regierung bei der Wahl von  $r_t$  folgende Optimierungsaufgabe:

$$\begin{aligned}
 [14] \quad \max_{r_t} \quad & Z_t = x_t - \frac{1}{2} \cdot \beta \cdot \pi_t^2 + P(\tilde{\varepsilon}_{f,t}^R(x_t)) \cdot E_t[Z_{t+1}|z_{t+1} = 1] \\
 & + \left(1 - P(\tilde{\varepsilon}_{f,t}^R(x_t))\right) \cdot E_t[Z_{t+1}|z_{t+1} = 0] \\
 \text{s.t.} \quad & x_t = \varepsilon_{f,t-1} + \varepsilon_{f,t} - r_t \\
 & \pi_{t+1} = \bar{\pi} - \delta \cdot r_t \\
 \Rightarrow \max_{r_t} \quad & Z_t = \varepsilon_{f,t-1} + \varepsilon_{f,t} - r_t - \frac{1}{2} \cdot \beta \cdot (\bar{\pi} - \delta \cdot r_t)^2 \\
 & + P(\tilde{\varepsilon}_{f,t}^R(x_t)) \cdot dZ_{t+1} + E_t[Z_{t+1}|z_{t+1} = 0]
 \end{aligned}$$

Leitet man  $Z_t$  nach dem Zins  $r_t$  ab, erhält man folgende Bedingung erster Ordnung:

$$[15] \quad \frac{\delta Z_t}{\delta r_t} = -1 + \delta \cdot \beta \cdot (\bar{\pi} - \delta \cdot r_t) + \frac{\delta P}{\delta \tilde{\varepsilon}_{f,t}^R} \cdot \frac{\delta \tilde{\varepsilon}_{f,t}^R}{\delta x_t} \cdot \frac{\delta x_t}{\delta r_t} \cdot dZ_{t+1} = 0$$

Auflösen, nach dem Zinssatz  $r_t$  ergibt:

$$[16] \quad r_t = \frac{1}{\delta} \cdot \bar{\pi} - \frac{1}{\beta \cdot \delta^2} + \frac{1}{\beta \cdot \delta^2} \cdot \frac{\delta P}{\delta \tilde{\varepsilon}_{f,t}^R} \cdot \frac{\delta \tilde{\varepsilon}_{f,t}^R}{\delta x_t} \cdot \frac{\delta x_t}{\delta r_t} \cdot dZ_{t+1}$$

Unter Verwendung der Definition von  $P$  — man kann davon ausgehen, daß  $\tilde{\varepsilon}_{f,t}^R(x_t)$  zwischen minus 1 und plus 1 liegen wird — und des funktionalen Zusammenhangs zwischen  $x_t$  und  $r_t$  erhält man:

<sup>15</sup> Ihr Nutzengewinn sei aber in jedem Fall positiv, d.h. es gelte:  $\varepsilon_{f,t}^R + 3 \cdot \gamma > 0$  für alle  $\varepsilon_{f,t}^R$ .

$$[17] \quad r_t = \frac{1}{\delta} \cdot \bar{\pi} - \frac{1}{\beta \cdot \delta^2} - \frac{1}{2 \cdot \beta \cdot \delta^2} \cdot \frac{\delta \tilde{\varepsilon}_{f,t}^R}{\delta x_t} \cdot dZ_{t+1}$$

Um den letzten Term in Gleichung [17] quantifizieren zu können, muß bestimmt werden, wie die Bevölkerung im Gleichgewicht mit der Information  $x_t$  die Größe  $\tilde{\varepsilon}_{f,t}^R$  schätzt. Damit ein Gleichgewicht vorliegt, darf sie sich nicht systematisch verschätzen. Mit einem Gleichgewicht ist zum Beispiel nicht vereinbar, daß die Wähler von einem linearen Zusammenhang zwischen Produktionsniveau und Fähigkeitslevel ausgehen, tatsächlich aber eine quadratische Relation zwischen ihnen vorliegt. Im folgenden wird unterstellt, daß der Zusammenhang zwischen  $x_t$  und  $\tilde{\varepsilon}_{f,t}^R$  linear ist, d.h. es gilt:

$$[18] \quad \frac{\delta \tilde{\varepsilon}_{f,t}^R}{\delta x_t} = \bar{c}$$

Dies kann aber nur ein Gleichgewicht sein, wenn man bei Benutzung dieser Annahme das Ergebnis erhält, daß zwischen  $x_t$  und  $\tilde{\varepsilon}_{f,t}^R$  tatsächlich ein linearer Zusammenhang besteht.<sup>16</sup> Wenn man nun Ausdruck [18] und Gleichung [13] in Gleichung [17] einsetzt, erhält man:

$$[19] \quad r_t = \frac{1}{\delta} \cdot \bar{\pi} - \frac{1}{\beta \cdot \delta^2} - \frac{\bar{c}}{2 \cdot \beta \cdot \delta^2} \cdot (\varepsilon_{f,t}^R + 3 \cdot \gamma)$$

Setzt man dies nun in Gleichung [4] ein, ergibt sich für das Produktionsniveau ( $x_t$ ):

---

<sup>16</sup> Dies bedeutet dann allerdings nicht, daß nur dieses eine Gleichgewicht besteht. Genauso könnte der Zusammenhang im Gleichgewicht durch einen quadratischen Ausdruck oder ein Polynom höheren Grades beschrieben werden. Im folgenden wird aber nur dieses eine Gleichgewicht betrachtet. In allen anderen Gleichgewichten dürften die Aussagen des Modells aber auch gelten.

$$\begin{aligned}
 [20] \quad x_t &= \varepsilon_{f,t-1}^R + \varepsilon_{f,t}^R - \left( \frac{1}{\delta} \cdot \bar{\pi} - \frac{1}{\beta \cdot \delta^2} - \frac{\bar{c}}{2 \cdot \beta \cdot \delta^2} \cdot (\varepsilon_{f,t}^R + 3 \cdot \gamma) \right) \\
 \Rightarrow x_t &= \varepsilon_{f,t-1}^R - \frac{1}{\delta} \cdot \bar{\pi} + \frac{1}{\beta \cdot \delta^2} + \frac{\bar{c}}{2 \cdot \beta \cdot \delta^2} \cdot 3 \cdot \gamma + \varepsilon_{f,t}^R \cdot \left( 1 + \frac{\bar{c}}{2 \cdot \beta \cdot \delta^2} \right)
 \end{aligned}$$

Es besteht also ein linearer Zusammenhang zwischen  $x_t$  und  $\varepsilon_{f,t}^R$ . Damit dies ein Gleichgewicht ist, muß  $\bar{c}$  so gewählt werden, daß gilt:

$$[21] \quad \frac{\delta \varepsilon_{f,t}^R}{\delta x_t} = \frac{1}{1 + \frac{\bar{c}}{2 \cdot \beta \cdot \delta^2}} = \bar{c} = \frac{\delta \varepsilon_{f,t}^R}{\delta x_t}$$

Löst man diese Gleichung auf, so erhält man für  $\bar{c}$ :<sup>17</sup>

$$[22] \quad \bar{c} = -\beta \cdot \delta^2 + \sqrt{\beta^2 \cdot \delta^4 + 2 \cdot \beta \cdot \delta^2} = \beta \cdot \delta^2 \cdot \left( \sqrt{1 + \frac{2}{\beta \cdot \delta^2}} - 1 \right)$$

Durch Einsetzen in Gleichung [19], ergibt sich nach einigen Umformungen:

$$[23] \quad r_t = \frac{1}{\beta \cdot \delta^2} \cdot (\beta \cdot \delta \cdot \bar{\pi} - 1) - \frac{1}{2} \cdot \left( \sqrt{1 + \frac{2}{\beta \cdot \delta^2}} - 1 \right) \cdot (\varepsilon_{f,t}^R + 3 \cdot \gamma)$$

Setzt man dieses Ergebnis wiederum in die Gleichungen [4] und [5] ein, erhält man:

---

<sup>17</sup> Eine andere Lösung wäre:

$$[22'] \quad \bar{c} = -\beta \cdot \delta^2 - \sqrt{\beta^2 \cdot \delta^4 + 2 \cdot \beta \cdot \delta^2} = \beta \cdot \delta^2 \cdot \left( -\sqrt{1 + \frac{2}{\beta \cdot \delta^2}} - 1 \right) < 0.$$

Hier wird aber nur das Endergebnis, das aus der anderen Lösung folgt, untersucht. Es ist wohl das intuitiv einsichtiger Vorgehen der Wähler, wenn sie von einem höheren Produktionsniveau auf ein höheres Fähigkeitsniveau der Regierung schließen.

$$[24] \quad x_t = \varepsilon_{f,t-1}^R + \varepsilon_{f,t}^R - \frac{1}{\beta \cdot \delta^2} \cdot (\beta \cdot \delta \cdot \bar{\pi} - 1) + \frac{1}{2} \cdot \left( \sqrt{1 + \frac{2}{\beta \cdot \delta^2}} - 1 \right) \cdot (\varepsilon_{f,t}^R + 3 \cdot \gamma)$$

$$[25] \quad \pi_{t+1} = \bar{\pi} - \frac{1}{\beta \cdot \delta} \cdot (\beta \cdot \delta \cdot \bar{\pi} - 1) + \frac{\delta}{2} \cdot \left( \sqrt{1 + \frac{2}{\beta \cdot \delta^2}} - 1 \right) \cdot (\varepsilon_{f,t}^R + 3 \cdot \gamma)$$

In der Periode vor einer Wahl setzt die Regierung den Zins also niedriger als sie es sonst tun würde<sup>18</sup>; somit kommt es vor der Wahl zu einer Erhöhung des Produktionsniveaus. Dabei nimmt die Abweichung zum „Normalzustand“, d.h. zur Entscheidung, wenn keine Wahl ansteht, proportional mit dem Fähigkeitsniveau der Regierung zu. Im Gegensatz zum Modell von Nordhaus lassen sich die Wähler durch diesen Boom aber nicht täuschen, sondern sie leiten von dem beobachteten Produktionsniveau das tatsächliche Fähigkeitsniveau der Regierung ab.

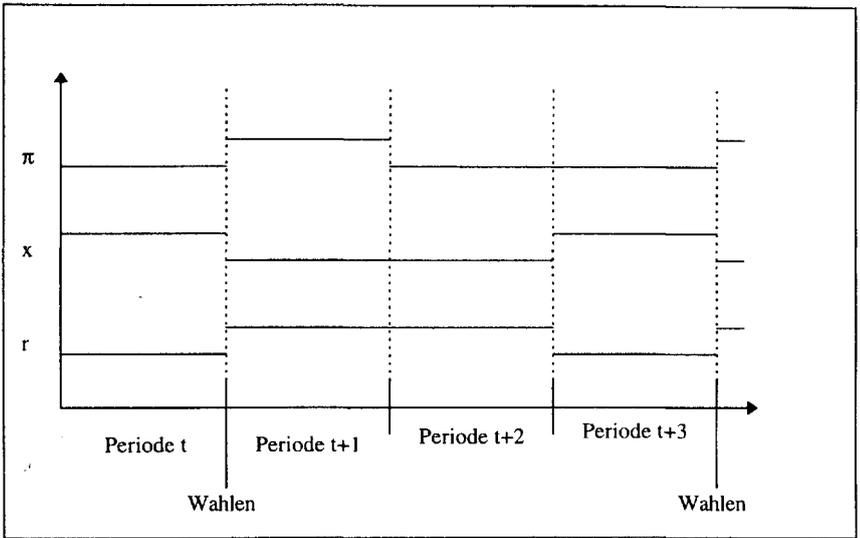
Hier liegt wieder — ähnlich wie in den Modellen, die den Inflations-Bias der Geldpolitik erklären (vgl. zum Beispiel Solveen (1995)) — ein Zeitinkonsistenzproblem vor. Die Regierung kann durch eine expansive Geldpolitik – d.h. einen niedrigen Zins – ihre Wahlchancen verbessern. Da die Wähler dies wissen, berücksichtigen sie diese Information bei ihrer Wahlentscheidung, so daß sie das Fähigkeitsniveau der Regierung richtig einschätzen. Die Regierung würde gern auf diese expansive Politik verzichten, wenn sie dies aus Sicht der Wähler glaubhaft tun könnte. Dies ist aber nicht möglich, da die Bevölkerung  $\pi_{t+1}$  und damit  $r_t$  erst nach der Wahl berechnen und deshalb die Einhaltung des Versprechens vor der Wahl nicht kontrollieren kann. Folglich besteht für die Regierung die Gefahr, daß ihre Fähigkeit bei einem solchen Verzicht unterschätzt würde.<sup>19</sup> Somit kann der Wohlfahrtsverlust, der durch dieses

---

<sup>18</sup> Da  $\sqrt{1 + \frac{2}{\beta \cdot \delta^2}} - 1 > 0$  und annahmegemäß  $\varepsilon_{f,t}^R + 3 \cdot \gamma > 0$ .

<sup>19</sup> Die gesamte Argumentation gilt nicht für eine Regierung mit  $\varepsilon_{r,t}^R = -1$ , d.h. mit dem niedrigsten möglichen Fähigkeitsniveau. Eine solche Regierung kann durch eine expansive Geldpolitik ihre Wahlchancen nicht verbessern. Deshalb wird sie  $r_t = r_{t+1}$  setzen, um so zumindest den Wohlfahrtsverlust infolge einer expansiven Geldpolitik zu vermeiden.

Abbildung 3 — Entwicklung der Modellvariablen über die Zeit



Signalisieren entsteht, nicht verhindert werden, solange die Regierung die Geldpolitik kontrolliert.<sup>20</sup>

Abbildung 3 stellt die Entwicklung des Zinssatzes  $r$ , des Produktionsniveaus  $x$  und der Inflationsrate  $\pi$  im Zeitablauf dar.<sup>21</sup> In Periode  $t$  liegt  $r$  unter dem Niveau der anderen Perioden,  $x$  liegt über dem vergleichbaren Niveau. In Periode  $t+1$  erhöht sich  $\pi$ ,  $r$  und  $x$

<sup>20</sup> Daß die Wohlfahrt in Periode  $t$  niedriger ist, kann man daran sehen, daß die Regierung in den anderen Perioden, wenn aus ihrer Sicht  $\max Z_t$  zum gleichen Ergebnis wie  $\max W_t$  führt, eine andere Entscheidung trifft. Wäre die Wohlfahrt bei  $r = r_t$  höher als bei  $r_t = r_{t+1}$ , würde die Regierung auch  $r_{t+1} = r_t$  setzen.

<sup>21</sup> In Abbildung 3 wird von einem konstanten Fähigkeitsniveau der jeweiligen Regierung ausgegangen.

erreichen wieder ihr normales Niveau.<sup>22</sup> In Periode  $t+2$  liegen alle Größen auf Normalniveau, bevor in  $t+3$  — wenn wiederum Wahlen anstehen — der Zyklus von vorn beginnt. In Abschnitt III ist zu überprüfen, ob in der Realität ein solcher Zyklus in den einzelnen Ländern zu beobachten ist.

## 2. Ideologisch motivierte politische Konjunkturzyklen

Zur Erklärung einer zweiten Art von politischen Konjunkturzyklen (Partisan-Cyclen) muß das zuvor betrachtete Modell in einigen Aspekten modifiziert werden.<sup>23</sup> In großen Teilen stimmt es allerdings mit demjenigen im vorhergehenden Abschnitt überein. Es findet weiterhin am Ende jeder dritten Periode eine Wahl statt. Es gibt zwei Parteien,  $L$  und  $R$ , die sich in der Gewichtung der Inflationsrate in ihrer Zielfunktion unterscheiden. Die Zielfunktion von Partei  $j$  ( $j = L, R$ ) wird beschrieben durch:

$$[26] \quad Z_t^j = \sum_{i=t}^{\infty} \theta^{i-t} \cdot \left( x_i - \frac{1}{2} \cdot \beta^j \cdot \pi_i^2 \right)$$

Es wird angenommen, daß Partei  $R$  ein größeres Gewicht auf die Vermeidung von Inflation legt als Partei  $L$ , d.h. es gilt:<sup>24</sup>

$$[27] \quad \beta^R > \beta^L$$

<sup>22</sup> Das Ergebnis bzgl.  $r_{t+1}$  kommt dadurch zustande, daß angenommen wurde,  $\pi_t$  sei unabhängig von  $\pi_{t-1}$ . In der Realität ist wohl davon auszugehen, daß in Periode  $t+1$  eine restriktive Geldpolitik folgen müßte, um die Inflationsrate in Periode  $t+2$  wieder auf ihr altes Niveau zu drücken.

<sup>23</sup> Das in diesem Abschnitt dargestellte Modell basiert auf der Grundidee des in Alesina (1987, 1988) entwickelten Modells.

<sup>24</sup> In der Literatur und auch in der im nächsten Abschnitt folgenden Untersuchung wird davon ausgegangen, daß „rechte“ Parteien der Partei  $R$  und „linke“ Parteien  $L$  gleichgesetzt werden können.

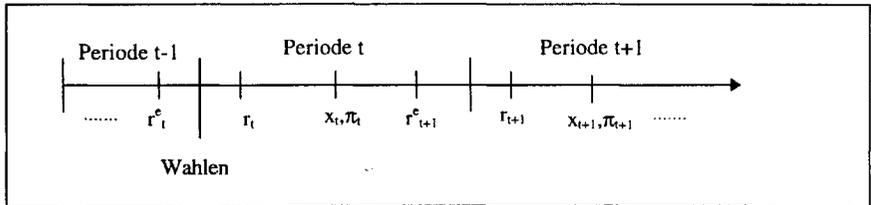
Ansonsten unterscheiden sich die Parteien nicht. Die einzige hier interessierende Politikvariable der Regierung ist wiederum der Zins  $r$ , der den allgemeinen Kurs der Geldpolitik beschreibt. Der Zusammenhang zwischen diesem Zins und dem Produktionsniveau bzw. der Inflationsrate sei durch folgende Gleichungen beschrieben:<sup>25</sup>

$$[28] \quad x_t = \bar{x} + \alpha \cdot (\pi_t - \pi_t^e)$$

$$[29] \quad \pi_t = \bar{\pi} - \delta \cdot r_t$$

Im folgenden wird zur Vereinfachung der Analyse wieder angenommen, daß die Parameter  $\alpha$  und  $\theta$  gleich 1 sind und daß  $\bar{x}$  gleich 0 ist. Im Unterschied zu dem vorhergehenden Abschnitt wird hier nicht der Wahlausgang endogen bestimmt, sondern es wird angenommen, daß die Bevölkerung davon ausgeht, daß Partei  $R$  mit einer Wahrscheinlichkeit von  $p$  und Partei  $L$  mit einer Wahrscheinlichkeit von  $(1-p)$  gewählt wird.<sup>26</sup>

**Abbildung 4 — Ablauf des Spiels**



<sup>25</sup> Im Gegensatz zu dem vorher betrachteten Modell wirkt sich hier die Geldpolitik ohne Zeitverzögerung auf die Inflationsrate aus und nicht erst — wie im vorhergehenden Abschnitt — mit einer Verzögerung von einer Periode. Dies geschieht ausschließlich, um die Notation übersichtlicher zu gestalten, ändert aber nichts am qualitativen Ergebnis des Modells. Nur die Veränderung der Inflationsrate nach einem Regierungswechsel würde sich um eine Periode verschieben, wenn die gleiche Formulierung wie in II.1. gewählt würde.

<sup>26</sup> Man kann sich zum Beispiel vorstellen, daß diese Wahrscheinlichkeiten aus Meinungsumfragen abgeleitet werden.

Der zeitliche Ablauf des Spiels sei folgendermaßen (vgl. Abb. 4): Am Ende von Periode  $t-1$  setzen die Individuen ihre Erwartungen bezüglich der Geldpolitik in Periode  $t$ . Dabei verwenden sie ihre Information über die Wahrscheinlichkeitsverteilung bezüglich des Ausgangs der Wahl, die anschließend stattfindet. In Periode  $t$  setzt die sich dann an der Macht befindliche Partei  $r$  und bestimmt damit  $x_t$  und  $\pi_t$ . Darauf bildet die Bevölkerung ihre Erwartungen bezüglich  $r_{t+1}$ , wobei sie diesmal keinen unsicheren Wahlausgang mit einrechnen muß. Daraufhin setzt die Regierung  $r_{t+1}$  usw., bis am Ende von Periode  $t+2$  wieder Wahlen abgehalten werden, bei denen annahmegemäß die Siegeschancen in der gleichen Weise verteilt sind wie bei der Wahl am Ende von Periode  $t-1$ .

Wie entwickeln sich nun der Zinssatz ( $r$ ), das Produktionsniveau ( $x$ ) und die Inflationsrate ( $\pi$ ) im Zeitablauf? Betrachten wir zunächst die Entscheidung von Partei  $j$  bezüglich des Zinssatzes in einer beliebigen Periode  $k$ .<sup>27</sup> Für Partei  $j$  stellt sich folgendes Optimierungsproblem:

$$\begin{aligned}
 \max_{r_k^j} \quad & Z_k^j = \sum_{i=k}^{\infty} x_i - \frac{1}{2} \cdot \beta^j \cdot \pi_i^2 \\
 \text{s.t.} \quad & x_i = \pi_i - \pi_i^e \\
 & \pi_i = \bar{\pi} - \delta \cdot r_i^j \\
 \Rightarrow \max_{r_k^j} \quad & Z_k^j = \sum_{i=k}^{\infty} (\bar{\pi} - \delta \cdot r_i^j - \bar{\pi} + \delta \cdot r_i^e) - \frac{1}{2} \cdot \beta^j \cdot (\bar{\pi} - \delta \cdot r_i^j)^2
 \end{aligned}
 \tag{30}$$

Indem man Gleichung [30] nach dem Zins  $r_k$  ableitet und die daraus resultierende Bedingung erster Ordnung nach diesem Wert auflöst, erhält man:

<sup>27</sup> Da in diesem Modell keine Notwendigkeit eines Signalisierens besteht oder irgendwelche Schocks auftreten, auf die die Regierung reagieren müßte, wählt eine bestimmte Partei immer den gleichen Zinssatz. Dies bedeutet, daß  $k$  hier für alle Perioden steht. Anders wäre das Ergebnis, wenn das Produktionsniveau nicht linear, sondern ebenfalls quadratisch in die Zielfunktion eingehen würde. Dann hinge die Entscheidung bezüglich  $r_k$  auch von  $r_k^e$  ab. An der qualitativen Aussage des Modells würde sich aber hierdurch nichts ändern. Die von den beiden Parteien in Periode  $t$  gewählten Zinssätze lägen nur enger beieinander, so daß die im Umfeld der Wahlen auftretenden Schwankungen des Produktionsniveaus geringer ausfielen.

$$[31] \quad r_k^j = \frac{1}{\delta} \cdot \left( \bar{\pi} - \frac{1}{\beta^j} \right)$$

Partei  $L$  setzt immer einen niedrigeren Zins als Partei  $R$ .<sup>28</sup> Wie sieht nun die Erwartungsbildung der Bevölkerung bezüglich der Geldpolitik aus? Hierbei ist zwischen den Perioden direkt nach einer Wahl, wenn zum Zeitpunkt der Festlegung von  $r_i^e$  noch Unklarheit bezüglich der Regierung herrscht (also  $i = t, t+3, t+6, \dots$ ), und den anderen Perioden (also  $i = t+1, t+2, t+4, t+5, t+7, \dots$ ), in denen die Regierung jeweils schon feststeht, zu unterscheiden. Es gilt:

$$[32.1] \quad r_i^e = p \cdot \frac{1}{\delta} \cdot \left( \bar{\pi} - \frac{1}{\beta^R} \right) + (1-p) \cdot \frac{1}{\delta} \cdot \left( \bar{\pi} - \frac{1}{\beta^L} \right) \quad \text{für } i = t, t+3, t+6, \dots$$

$$\Rightarrow r_i^e = \frac{1}{\delta} \cdot \bar{\pi} - \frac{1}{\delta} \cdot \left( p \cdot \frac{1}{\beta^R} + (1-p) \cdot \frac{1}{\beta^L} \right)$$

$$[32.2] \quad r_i^e = \frac{1}{\delta} \cdot \bar{\pi} - \frac{1}{\delta} \cdot \frac{1}{\beta^L} \quad \text{für } i = t+1, t+2, t+4, \dots \text{ und } j = L$$

$$[32.3] \quad r_i^e = \frac{1}{\delta} \cdot \bar{\pi} - \frac{1}{\delta} \cdot \frac{1}{\beta^R} \quad \text{für } i = t+1, t+2, t+4, \dots \text{ und } j = R$$

Die Bevölkerung sagt in Perioden, die nicht direkt einer Wahl folgen, den Zinssatz und damit auch die Inflationsrate korrekt vorher.<sup>29</sup> Für die Perioden direkt nach einer Wahl bildet sie unter Verwendung der Wahrscheinlichkeitsverteilung des Wahlausgangs einen Erwartungswert. Damit ergeben sich für das Produktionsniveau und die Inflationsrate bei den verschiedenen Konstellationen folgende Werte:

<sup>28</sup> Da  $\beta^L < \beta^R$ .

<sup>29</sup> Die zukünftige Geldpolitik wird in diesen Perioden immer korrekt antizipiert, da in diesem Modell keine Schocks auftreten.

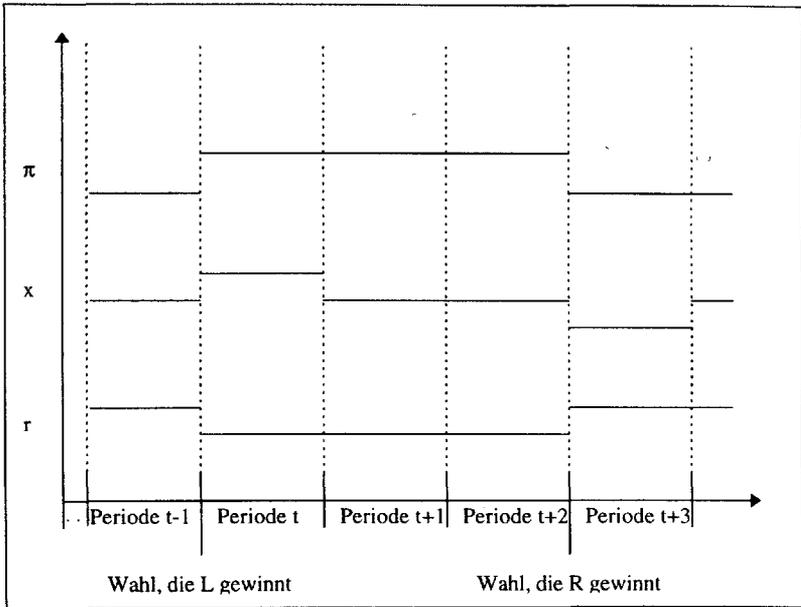
$$\begin{aligned}
 [33.1] \quad x_i^t &= p \cdot \left( \frac{1}{\beta^L} - \frac{1}{\beta^R} \right) > 0 \\
 \pi_i^t &= \frac{1}{\delta \cdot \beta^L} > 0
 \end{aligned}
 \quad \text{für } i = t, t+3, t+6, \dots \text{ und } j = L$$

$$\begin{aligned}
 [33.2] \quad x_i^R &= (1-p) \cdot \left( \frac{1}{\beta^R} - \frac{1}{\beta^L} \right) < 0 \\
 \pi_i^R &= \frac{1}{\delta \cdot \beta^R} > 0
 \end{aligned}
 \quad \text{für } i = t, t+3, t+6, \dots \text{ und } j = R$$

$$\begin{aligned}
 [33.3] \quad x_i^L &= 0 \\
 \pi_i^L &= \frac{1}{\delta \cdot \beta^L} > 0
 \end{aligned}
 \quad \text{für } i = t+1, t+2, t+4, \dots \text{ und } j = L$$

$$\begin{aligned}
 [33.4] \quad x_i^R &= 0 \\
 \pi_i^R &= \frac{1}{\delta \cdot \beta^R} > 0
 \end{aligned}
 \quad \text{für } i = t+1, t+2, t+4, \dots \text{ und } j = R$$

Damit ergibt sich im Zeitablauf folgende Entwicklung des Produktionsniveaus ( $x$ ) und der Inflationsrate ( $\pi$ ) (vgl. Abbildung 5): In Perioden, die nicht direkt nach einer Wahl liegen, liegt die Produktion auf ihrem Normalniveau (in dem Modell auf 0 normiert). Die Inflationsrate ist immer positiv, eine Folge des bekannten Zeitinkonsistenzproblems der Geldpolitik in Modellen dieser Form. Ihre genaue Höhe differiert, je nachdem, welche Partei an der Regierung ist. Gewinnt Partei  $L$  eine Wahl, hat die Bevölkerung die Inflation für die darauffolgende Periode unterschätzt (d.h.  $r^e > r \Rightarrow \pi^e < \pi$ ). Dadurch wird das Produktionsniveau für eine Periode erhöht. Analog sinkt das Produktionsniveau für eine Periode, wenn Partei  $R$  vorher die Wahl gewonnen hat, da in diesem Fall die Inflationserwartungen zu hoch gesetzt worden waren.

Abbildung 5 — Entwicklung der Modellvariablen über die Zeit<sup>30</sup>

Worin besteht nun der Vorteil einer unabhängigen Notenbank in diesem Modell? Bildet man für beide Parteien den Erwartungswert ihrer Zielfunktion zu dem Zeitpunkt vor der Wahl — d.h. sie kennen beide ihre Siegeschancen bei der Wahl, aber das Ergebnis steht noch nicht fest — über die drei Perioden zwischen der Wahl und dem darauffolgenden Urnengang, erhält man folgende Werte:

$$\begin{aligned}
 Z_{t-3}^L &= \sum_{i=t+1}^{t+3} p \cdot (x_i^L - \beta^L \cdot (\pi_i^L)^2) + (1-p) \cdot (x_i^R - \beta^L \cdot (\pi_i^R)^2) \\
 [34.1] \quad &= -\frac{3}{2} \cdot \beta^L \cdot \frac{1}{\delta^2} \cdot \left( \left( \frac{1}{\beta^R} \right)^2 + \left( \frac{1}{\beta^L} \right)^2 \right)
 \end{aligned}$$

<sup>30</sup> Es wird in dieser Abbildung davon ausgegangen, daß in Periode  $t-1$  Partei  $R$  regiert. Dies hat aber nur Auswirkungen auf  $r_{t-1}$  und  $\pi_{t-1}$ .

$$\begin{aligned}
 Z_{1-3}^R &= \sum_{i=t+1}^{t+3} p \cdot \left( x_i^L - \beta^R \cdot (\pi_i^L)^2 \right) + (1-p) \cdot \left( x_i^R - \beta^R \cdot (\pi_i^R)^2 \right) \\
 [34.2] \quad &= -\frac{3}{2} \cdot \beta^R \cdot \frac{1}{\delta^2} \cdot \left( \left( \frac{1}{\beta^R} \right)^2 + \left( \frac{1}{\beta^L} \right)^2 \right)
 \end{aligned}$$

Wie man sieht kann man auch in diesem Modell durch die Nominierung einer unabhängigen Notenbank den erwarteten Nutzen beider Parteien erhöhen, denn es gilt bei der Einsetzung einer Zentralbank  $Z$ , für die gilt  $\beta^Z > \beta^j$ ,  $j = R, L$ :

$$\begin{aligned}
 Z_{1-3}^j(\beta^Z) &= \sum_{i=t+1}^{t+3} x_i(\beta^Z) - \beta^j \cdot \frac{1}{2} \cdot (\pi_i(\beta^Z))^2 \\
 [35] \quad &= -3 \cdot \beta^j \cdot \frac{1}{\delta^2} \cdot \left( \frac{1}{\beta^Z} \right)^2 > Z_{1-3}^j \quad \text{für } j = L, R
 \end{aligned}$$

Es muß darauf hingewiesen werden, daß dieses Ergebnis zu einem Teil durch die einfache Modellstruktur bedingt ist. Die hier gewählte Nutzenfunktion ist linear im Output und quadratisch in der Inflationsrate. Wählt man eine Funktion, die auch quadratisch im Output ist, nimmt der Nutzen einer unabhängigen Notenbank und der dadurch erreichten Vermeidung der Schwankungen noch zu, da sich Schwankungen in der Produktion bei gleichbleibendem Erwartungswert negativ auf das Nutzenniveau auswirken. In eine andere Richtung würde sich das Ergebnis verändern, wenn man die Möglichkeit von Schocks in das Modell einbezöge. Dann würde das optimale  $\beta$  einer unabhängigen Notenbank — also das Gewicht, das diese der Vermeidung von Inflation in ihrer Zielfunktion einräumt — nicht mehr größer als  $\beta^R$  sein, sondern zwischen den  $\beta$ 's der beiden Parteien liegen. Es würde sich aber auch bei dieser Modellgestaltung nichts an der Aussage ändern, daß beide Parteien von der Installation einer unabhängigen Zentralbank und der dadurch zu erreichenden Verminderung der Schwankungen des Produktionsniveaus profitieren.<sup>31</sup>

<sup>31</sup> Vergleiche hierzu zum Beispiel die Diskussion in Persson und Tabellini (1990), S.71.

### III. Empirische Überprüfung der Modellaussagen

In diesem Abschnitt sollen die Aussagen der beiden dargestellten Modelle empirisch überprüft werden. In der Literatur findet man mehrere Arbeiten, die auf die Existenz von politischen Konjunkturzyklen in der Geldpolitik testen.<sup>32</sup> Ein häufig gewähltes Vorgehen hierbei ist die Schätzung eines autoregressiven Modells für die zu untersuchende Größe. Hierbei handelt es sich zumeist um gesamtwirtschaftliche Größen wie das Bruttoinlandsprodukt oder das Preisniveau. Vereinzelt werden aber auch Variablen wie der Geldmarktzins oder die Wachstumsrate verschiedener Geldmengenaggregate untersucht, die den Kurs der Geldpolitik beschreiben sollen. Bei all diesen Untersuchungen werden in die Schätzgleichung Dummies eingefügt, die für die Zeiträume stehen, in denen die entsprechende Größe im Umfeld von Wahlen den Modellen zufolge ein bestimmtes Verhalten zeigen müßte.

Mit dieser Methode untersuchen zum Beispiel Alesina, Cohen und Roubini (1992) und Alesina und Roubini (1992) für 18 Industrieländer die Daten auf die Existenz politischer Konjunkturzyklen. Dabei wird für jede der untersuchten Größen zum einen für jedes Land eine eigene Gleichung geschätzt, zum anderen — um die Anzahl der berücksichtigten Wahlen in der Schätzgleichung zu erhöhen — eine Gleichung über alle Länder bestimmt, mit der Verwendung von Länder-Dummies für etwaige länderspezifische Besonderheiten. Für das Bruttoinlandsprodukt und die Arbeitslosenquote finden die Autoren in der Gleichung für alle Länder keine Hinweise auf die Existenz eines opportunistischen Zyklus; in den Gleichungen für einzelne Ländern gibt es dagegen in einzelnen Fällen (Deutschland, Japan, Neuseeland und Vereinigtes Königreich) Anzeichen für ein solches Phänomen. In bezug auf die Inflationsrate deuten die Ergebnisse sowohl für das Gesamtsample als auch für einzelne Länder (Dänemark, Deutschland, Frankreich, Italien und Neuseeland) auf politisch induzierte Zyklen hin. Es wird auch untersucht, ob in den Politikinstrumenten die vom Modell vorhergesagten Bewegungen festzustellen sind. Als Indikator für den Kurs der Geldpolitik wird die Geldmenge M1 gewählt.

---

<sup>32</sup> Für einen Überblick auch über Arbeiten bezüglich von Zyklen in der Fiskalpolitik und Wechselkurspolitik siehe zum Beispiel Emberton (1994).

Hier erweisen sich die Dummies ebenfalls sowohl für das Gesamtsample als auch in einzelnen Ländern (Australien, Deutschland und Neuseeland) als signifikant.

Einen ähnlichen Ansatz wählen Berger und Woitek (1995) in einer gesonderten Untersuchung für Deutschland. Sie kommen zu dem Ergebnis, daß die Aussagen des Partisan-Modells für Deutschland verworfen werden können. Bei den opportunistischen Zyklen können sie bei M1 Unterstützung für die Aussagen des Modells finden.

Abweichend hiervon ist die Vorgehensweise von Lang und Welzel (1992) für Deutschland und Allen (1986) für die Vereinigten Staaten. Sie schätzen Reaktionsfunktionen der Notenbanken und überprüfen anhand der Signifikanz von entsprechend der Theorie definierten Dummies die Aussagen der Modelle. Lang und Welzel kommen zu dem Ergebnis, daß die Aussagen der Theorie der opportunistischen Zyklen für Deutschland nicht gelten, während diejenigen des Partisan-Modells bestätigt werden können. Mit der gleichen Methode kommt Allen für die Vereinigten Staaten zu dem Ergebnis, daß die Aussagen der Modelle mit opportunistischen Zyklen nicht zutreffen. Seine Ergebnisse deuten aber darauf hin, daß die amerikanische Notenbank die Staatsdefizite in den Zeiten vor Wahlen in größerem Umfang akkommodieren, also die Regierung indirekt unterstützen.

Die zuvor dargestellten Ansätze basieren auf der Verwendung von Dummies. Dabei muß angenommen werden, daß die Manipulation der Geldpolitik in dem Zeitraum vor Wahlen immer zum gleichen Zeitpunkt stattfindet. Verschieben sich die Maßnahmen nur um eine Periode, so kann dies dazu führen, daß die Koeffizienten der Dummies nicht mehr signifikant sind, obwohl ein politisch motivierter Zyklus in der Geldpolitik vorliegt. Ein weiteres Problem ist, daß alle Wahlen gleich behandelt werden, gleichgültig in welcher wirtschaftlichen Situation sie stattfinden. So ist es möglich, daß von der Regierung vor einer Wahl deshalb keine zusätzlich stimulierenden Maßnahmen ergriffen werden, da sich die Wirtschaft gerade in einer Phase des konjunkturellen Aufschwungs befindet und somit die Wahlchancen ohnehin gut sind.

Im folgenden sollen zwei andere Methoden zum Test auf das Vorhandensein von politischen Konjunkturzyklen in der Geldpolitik angewendet werden. Zuerst wird die Entwicklung des Geldmarktzinses für eine große Anzahl von Industrieländern mit Hilfe einfacher Methoden der deskriptiven Statistik auf Hinweise für die Existenz von politischen Konjunkturzyklen untersucht.

Im darauffolgenden Abschnitt werden die Modellaussagen für die sieben großen Industrieländer mit Hilfe von geschätzten Reaktionsfunktionen der jeweiligen Zentralbanken untersucht. Hier sollen aber — im Gegensatz zu den zuvor zitierten Arbeiten — die Thesen des Modells nicht mit Hilfe von Dummies getestet werden. Statt dessen wird für jeden Wahltermin einzeln ab dem Zeitpunkt 5 Quartale vor der Wahl mit Hilfe der geschätzten Reaktionsfunktion eine Prognose über die Bewegung des Geldmarktzinses für die Periode bis zwei Quartale nach dem Wahltermin erstellt. Diese Prognose stellt die „normale“ Bewegung des Zinses bei der jeweiligen gesamtwirtschaftlichen Entwicklung dar. Mit dieser wird dann die tatsächliche Entwicklung verglichen. So wird überprüft, ob sich „ungewöhnliche“ Bewegungen des Zinssatzes durch das Auftreten von Wahlen erklären lassen.

Bei beiden Untersuchungsmethoden wird, nachdem die Länder mit Hinweisen auf opportunistische Zyklen in der Geldpolitik identifiziert worden sind, überprüft, ob dieses Phänomen in Ländern mit abhängigen Zentralbanken häufiger auftritt als in solchen mit einer unabhängigen geldpolitischen Institution.

In dieser Untersuchung wird im Gegensatz zu dem Großteil der vorhergehenden Arbeiten die Existenz von politischen Konjunkturzyklen nicht an der Antwort auf die Frage überprüft, ob sich makroökonomische Größen wie Bruttoinlandsprodukt und Inflationsrate im Umfeld von Wahlen so bewegen, wie dies von der Theorie vorhergesagt wird. Hier soll direkt eines der Instrumente der Geldpolitik — der Geldmarktzins — betrachtet werden. Diese Vorgehensweise hat den Vorteil, daß man bei ihr auch erfolglose Versuche einer Manipulation feststellen kann. Betrachtet man dagegen die reale wirtschaftliche Entwicklung, unterstellt

man, daß die wirtschaftspolitischen Akteure die Wirkungsweise einer geldpolitischen Maßnahme genau kennen und entsprechend ausbeuten können.

Im Anschluß an die Untersuchung auf Evidenz für die Theorie der opportunistischen Zyklen wird auf die Existenz ideologisch motivierter Zyklen getestet. Hierbei werden die gleichen Methoden wie gerade beschrieben angewandt und anschließend überprüft, ob die Unabhängigkeit der Zentralbank dieses Phänomen verhindert.

## 1. Tests auf die Existenz von opportunistischen Zyklen in der Geldpolitik

### a) Überprüfung der Modellaussagen mit Hilfe der deskriptiven Statistik

Das Modell, das opportunistische politische Konjunkturzyklen erklärt, kommt zu dem Ergebnis, daß die Regierungen vor einer Wahl eine expansive Geldpolitik betreiben, um ihre Chancen auf einen erneuten Wahlsieg zu verbessern. Ein erster Schritt bei der Untersuchung, ob solche Zyklen in der Wirklichkeit auftreten und ob dies nur bei abhängigen Zentralbanken der Fall ist, soll hier darin bestehen, daß überprüft wird, ob die durchschnittliche monatliche Änderung des Geldmarktzinses in der Zeit vor Wahlen geringer ist als in der restlichen Zeit.

Bei der Festlegung der Definition des Begriffs „Zeit vor Wahlen“ muß berücksichtigt werden, daß allgemein — d.h. auch bei den geldpolitischen Entscheidungsträgern — davon ausgegangen wird, daß zwischen geldpolitischen Maßnahmen und einem realen Effekt auf das Produktionsniveau ein gewisser Zeitraum vergeht. Zahlreiche empirische Untersuchungen legen nahe, daß dieser im Durchschnitt 2 bis 4 Quartale betragen kann.<sup>33</sup> Deshalb wurde hier als „Zeit vor Wahlen“ der Zeitraum zwischen 18 Monaten vor dem Wahltermin und 6 Monate vor dem Wahltermin gewählt.<sup>34</sup> Eine andere Möglichkeit wäre die Untersuchung der jeweiligen

<sup>33</sup> Siehe zum Beispiel für Deutschland Krämer (1996), S. 163.

<sup>34</sup> Für die Bundestagswahl in Deutschland im Oktober 1994 wurde also als „Zeit vor der Wahl“ der Zeitraum vom April 1993 bis zum März 1994 behandelt.

12 Monate direkt vor dem Wahltermin. Dies könnte man damit begründen, daß entweder von recht kurzen Wirkungslags (also um die 2 Quartale) ausgegangen wird oder den Notenbanken das Erzeugen einer „guten Stimmung“ vor einer Wahl als Unterstützung für die Regierung genügt. Die Ergebnisse bei einer solchen Abgrenzung sind in Appendix 2 aufgeführt.

Der Untersuchungszeitraum erstreckt sich — falls die hierfür nötige Zeitreihe des Geldmarktzinses in diesem Umfang vorhanden ist — über den Zeitraum von 1960 bis 1995. In denjenigen Ländern, in denen die Zeitreihe für den Geldmarktzins nur für eine kürzere Periode verfügbar ist, beginnt der Untersuchungszeitraum entsprechend später.<sup>35,36</sup> Verwendet werden Monatsdaten.<sup>37</sup> In dem Ländersample werden alle Industrieländer berücksichtigt, für die für einen ausreichenden Zeitraum Daten für den Geldmarktzins vorliegen.<sup>38</sup> In Tabelle 1 sind die Wahltermine in den berücksichtigten Ländern für den jeweiligen Untersuchungszeitraum aufgeführt. Es werden im allgemeinen die Termine der Wahlen zu der wichtigsten Kammer des jeweiligen Landesparlaments benutzt. Die Ausnahme hierbei sind die Vereinigten Staaten, wo nur die Präsidentschaftswahlen und nicht die Zwischenwahlen zum Senat und zum Repräsentantenhaus berücksichtigt werden. Hierfür sind zwei Gründe ausschlaggebend. Zum einen wären ansonsten die Wahlzyklen mit zwei Jahren sehr kurz. Zum anderen, und dies ist das ausschlaggebende Argument, wird die Regierung vom Präsidenten und nicht vom Kongreß kontrolliert. Zudem werden in der politischen Diskussion wirtschaftliche Erfolge bzw. Mißerfolge zumeist dem Präsidenten und nicht der jeweiligen Kongreßmehrheit angerechnet.<sup>39</sup>

---

<sup>35</sup> Eine Ausnahme bildet hier Spanien. Hier ist zwar die verwendete Zeitreihe ab Januar 1964 verfügbar. Da Spanien aber vor Mitte der siebziger Jahre keine Demokratie war, beginnt die Untersuchung erst im Januar 1976, d.h. nach dem Ende des Franco-Regimes und dem Beginn der Demokratisierung.

<sup>36</sup> Für den genauen Untersuchungszeitraum für die einzelnen Länder siehe Tabelle 1.

<sup>37</sup> Quelle: International Financial Statistics, International Monetary Fund, Reihe 60b.

<sup>38</sup> Einige Mitgliedsländer der OECD werden nicht berücksichtigt, da für sie nur Daten für einen Zeitraum von weniger als zehn Jahren zur Verfügung stehen. Zu dieser Gruppe gehören Irland (Daten erst ab Oktober 1991), Island (ab November 1986), Luxemburg (ab Januar 1990) und die Türkei (ab April 1986).

<sup>39</sup> Bei der anderen hier betrachteten „Präsidialdemokratie“ — Frankreich — werden hingegen die Termine der Wahlen zur Nationalversammlung berücksichtigt, da hier die Regierung, die sich auf eine Mehrheit im Parlament stützen muß, die Durchführung der Wirtschaftspolitik kontrolliert und so auch eher für deren Erfolg bzw. Mißerfolg verantwortlich gemacht wird.

Tabelle 1 — Wahltermine in den untersuchten Industrieländern

Land	Untersuchung ab	Dauer der Legislaturperiode	Wahlmonate <sup>1</sup>												
			03.96	03.93	03.90	07.87	12.84	10.80	09.77	12.75	05.74	12.72	10.69		
Australien	Juli 1969	3 Jahre	03.96	03.93	03.90	07.87	12.84	10.80	09.77	12.75	05.74	12.72	10.69		
Belgien	Januar 1960	4 Jahre	05.95	11.91	12.87	10.85	11.81	12.78	04.77	03.74	11.71	03.68	05.65	03.61	
Dänemark	Januar 1972	4 Jahre	09.94	12.90	05.88	09.87	01.84	12.81	10.79	02.77	01.75	12.73	09.71	01.68	
Deutschland	Januar 1960	4 Jahre	10.94	12.90	01.87	03.83	10.80	10.76	11.72	09.69	09.65	09.61	09.57		
Finnland	Dezember 1977	4 Jahre	03.95	03.91	03.87	03.83	03.79	09.75	01.72	03.70	03.66	02.62	07.58		
Frankreich	Januar 1960	5 Jahre	03.93	06.88	03.86	06.81	03.78	03.73	06.68	03.67	11.62	11.58			
Italien	Januar 1964	5 Jahre	04.96	03.94	04.92	06.87	06.83	06.79	06.76	05.72	05.68				
Japan	Januar 1960	4 Jahre	07.93	02.90	07.86	12.83	06.80	10.79	12.76	12.72	12.69	01.67	12.63	11.60	05.58
Kanada	Januar 1975	5 Jahre	10.93	11.88	09.84	02.80	05.79	07.74	06.72	06.68					
Neuseeland	Januar 1983	3 Jahre	11.93	10.90	07.87	06.84	11.81	11.78	11.75	11.72	10.69				
Niederlande	Januar 1960	4 Jahre	05.94	09.90	09.89	05.86	09.82	05.81	05.77	11.72	04.71	02.67	05.63	03.59	
Norwegen	August 1971	4 Jahre	09.93	09.89	09.85	09.81	09.77	09.73	09.69						
Österreich	Januar 1967	4 Jahre	09.93	10.94	10.90	11.86	04.83	03.79	10.75	10.71	03.70	03.66			
Portugal	Januar 1981	4 Jahre	10.95	10.91	07.89	10.85	04.83	10.80	12.79	04.76					
Schweden	Januar 1966	3 Jahre <sup>2</sup>	09.94	09.91	09.88	09.85	09.82	09.79	09.76	09.73	09.70	09.68	09.64		
Schweiz	September 1975	4 Jahre	10.95	10.91	10.87	10.83	10.79	10.75	10.71	10.67	10.63	10.59			
Spanien	Januar 1976 <sup>3</sup>	4 Jahre	03.96	06.93	10.89	06.86	10.82	03.79							
Vereinigtes Königreich	Januar 1972	5 Jahre	04.92	06.87	06.83	05.79	10.74	02.74	06.70	04.66	10.64	10.59			
Vereinigte Staaten	Januar 1960	4 Jahre	11.96	11.92	11.88	11.84	11.80	11.76	11.72	11.68	11.64	11.60	11.56		

<sup>1</sup>Die grauunterlegten Wahltermine wurden bei der Untersuchung nicht berücksichtigt, da der Zeitraum zu der vorhergehenden Wahl kleiner war als die Hälfte der normalen Legislaturperiode. — <sup>2</sup>Vor 1970: 4 Jahre. — <sup>3</sup>Aufgrund der politischen Veränderungen in Spanien in der Mitte der siebziger Jahre (Ende des Franco-Regimes und anschließende Demokratisierung) beginnt die Untersuchung für Spanien — trotz ab Januar 1964 zur Verfügung stehender Daten — erst mit dem Januar 1976.

Das beschriebene Modell beruht auf der Annahme, daß der Wahltermin langfristig feststeht und somit die Regierung sich auf diese Wahl vorbereiten und — sollte es die hier unterstellte politisch motivierte Geldpolitik wirklich geben — rechtzeitig die nötigen geldpolitischen Maßnahmen treffen kann. Dies ist in der Realität nicht immer gegeben. Oft geschehen Parlamentsauflösungen und das Ansetzen von Neuwahlen recht kurzfristig und für die amtierende Regierung so nicht vorhersehbar. Bei diesen Wahlen kann also eine politisch motivierte Geldpolitik gar nicht beobachtet werden, auch wenn die geldpolitische Autorität ansonsten zu einem solchen Vorgehen neigt. Deshalb dürfen solche Wahlen bei dieser Untersuchung nicht berücksichtigt werden. Bei der Auswahl der aus diesem Grunde auszuschließenden Termine wird nach der Regel vorgegangen, daß alle Wahlen, zu deren Zeitpunkt das alte Parlament erst kürzer als die Hälfte der normalen Legislaturperiode bestanden hat, aussortiert werden. In Tabelle I sind diese nicht berücksichtigten Termine grau unterlegt. Um eine Verzerrung in die andere Richtung — d.h. eine Zinssenkung, die eigentlich politisch motiviert war, wird als „normale“ Zinssenkung interpretiert — zu verhindern, wird der entsprechende Zeitraum vor einer solchen Wahl bei der Untersuchung überhaupt nicht berücksichtigt, also auch bei der Berechnung der normalen durchschnittlichen Veränderung des Zinssatzes nicht miteinbezogen. Bei dieser Regel kann es natürlich auch passieren, daß eine Wahl berücksichtigt wird, die erst sehr kurzfristig angesetzt wurde. Eine andere Vorgehensweise bei der Aussortierung der Wahltermine wäre eine Berücksichtigung der Dauer zwischen Festsetzung des Wahltermins und dem Termin selber. Aber auch hierbei würde viel Interpretationsbedarf bestehen. Zum Beispiel ist wohl davon auszugehen, daß die amtierende Regierung im Vereinigten Königreich, die autonom über den Wahltermin entscheidet, den Wahltermin intern lange vor der offiziellen Verkündung festlegt. So erscheint das Verfolgen der beschriebenen einfachen Regel als der bessere Weg.

Bei der Untersuchung wird folgendermaßen vorgegangen. Zuerst wird die durchschnittliche monatliche Veränderung des Geldmarktzinses in der Periode vor einer Wahl ( $\bar{x}$ ) und in der restlichen Zeit ( $\bar{y}$ ) berechnet. Für diejenigen Länder, für die im Einklang mit der Theorie  $\bar{x} < \bar{y}$  gilt, wird die Varianz der beiden Stichproben ( $\hat{\sigma}_x^2$  und  $\hat{\sigma}_y^2$ ) bestimmt. Anschließend

wird überprüft, wie signifikant diese Abweichung ist. Dies geschieht mit folgender Teststatistik:<sup>40</sup>

$$[34] \quad T = \frac{\bar{y} - \bar{x}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_x^2}{n} + \frac{\hat{\sigma}_y^2}{m}}}$$

Hierbei stehen  $m$  und  $n$  für die jeweilige Stichprobengröße. Aufgrund des relativ großen Stichprobenumfangs kann man im folgenden von einer Normalverteilung der Teststatistik ausgehen. Getestet wird die Nullhypothese, daß die Aussage des Modells in der Realität nicht gilt, d.h. daß  $\bar{x} \geq \bar{y}$  gilt. Als abgelehnt soll diese These für ein Land gelten, wenn dies mit einem Signifikanzniveau von 20 vH geschehen kann.

Die Ergebnisse für die Berechnungen für jedes Land sind in Tabelle 2 aufgeführt. Für 10 Länder (von insgesamt 19) wird die These des Modells bestätigt, d.h. es gilt  $\bar{x} < \bar{y}$ . Folgt man der einfachen Unterscheidung zwischen unabhängigen und abhängigen Notenbanken — d.h. die Entscheidung wird anhand der Frage getroffen, ob die Notenbank die allein bestimmende geldpolitische Autorität ist oder nicht —, hat die eine Hälfte dieser Länder eine unabhängige Zentralbank und die andere Hälfte eine abhängige Zentralbank.<sup>41</sup> Signifikant ist dieser Unterschied in sieben — bei einem Signifikanzniveau von 25 vH in acht — Ländern. Hierbei ist

<sup>40</sup> Vgl. Schlittgen (1990, S. 329).

<sup>41</sup> Bei der Beurteilung des Status einer Notenbank werden die seit Anfang 1993 aufgetretenen Veränderungen nicht berücksichtigt. So werden hier die Notenbanken von Frankreich, Neuseeland und Spanien als abhängige Institutionen behandelt, obwohl sie nach den neuen Zentralbankgesetzen ihrer Länder sicherlich als unabhängig zu bezeichnen sind. In Frankreich und in Spanien haben nach diesen Änderungen keine Wahlen mehr stattgefunden, in Neuseeland war Anfang 1993 der für die Wahl im November desselben Jahres zu betrachtende Zeitraum (Juni 1992 bis Mai 1993) schon größtenteils abgelaufen.

**Tabelle 2 — Ergebnisse beim Test auf das Vorhandensein politisch motivierter Zyklen in der Geldpolitik über den gesamten Untersuchungszeitraum**

Land	Anzahl der berücksichtigten Wahlen <sup>1</sup>	Durchschnittliche monatliche Veränderung des Zinses		Teststatistik <sup>3</sup>	Signifikanzniveau <sup>4</sup>	Status der Notenbanken <sup>5</sup>
		in der Zeit vor Wahlen <sup>2</sup>	in der restlichen Zeit			
Australien	10	0,083	-0,04			a
Belgien	11	0,057	-0,01			a
Dänemark	8	-0,32	0,128	1,434	0,076	u
Deutschland	8	-0,02	0,008	0,275	0,392	u
Finnland	5	-0,24	-0,03	1,187	0,118	u
Frankreich	6	-0,04	0,016	1,019	0,154	a
Italien	7	-0,09	0,06	3,013	0,001	a
Japan	11	-0,1	0,012	1,775	0,038	a
Kanada	4	-0,01	-0,01			a
Neuseeland	4	0,057	-0,08			a
Niederlande	8	0,073	-0,02			u
Norwegen	6	0,1	-0,03			a
Österreich	7	-0,1	0,042	1,968	0,025	u
Portugal	4	0,07	0,022			a
Schweden	9	-0,14	0,061	1,625	0,052	a
Schweiz	6	-0,03	0,009	0,343	0,366	u
Spanien	5	0,347	-0,1			a
Vereinigtes Königreich	5	-0,11	0,033	0,812	0,208	a
Vereinigte Staaten	9	0,082	-0,02			u

<sup>1</sup>Vgl. Tabelle 1. — <sup>2</sup>Als „Zeit vor Wahlen“ gilt jeweils der Zeitraum zwischen 18 Monaten vor dem Wahlmonat bis 6 Monate vor dem Wahlmonat. — <sup>3</sup>Berechnet anhand von Gleichung (34). — <sup>4</sup>Irrtumswahrscheinlichkeit bei der Ablehnung der Nullhypothese, daß die durchschnittliche monatliche Veränderung des Geldmarktzinses in der Zeit vor Wahlen nicht niedriger als diejenige in der restlichen Zeit ist. — <sup>5</sup>a=abhängig, u=unabhängig.

der Anteil der abhängigen Notenbanken (Frankreich, Italien, Japan, Schweden<sup>42</sup> und das Vereinigte Königreich) etwas höher als der der unabhängigen Institutionen (Dänemark, Finnland und Österreich). Deren Anteil an dieser Gruppe ist aber etwas größer als ihr Anteil an der Grundgesamtheit.

Die Zeitreihen der Geldmarktzinsen schwankten in den siebziger Jahren wesentlich stärker als in den achtziger und den neunziger Jahren. Dies liegt an den teilweise sehr hohen Inflationsraten in jener Periode, eine Folge der Erdölkrisen und einer zunächst expansiven Geldpolitik der Notenbanken. Später mußten diese mit kräftigen Zinsanhebungen auf den starken Preisauftrieb reagieren. Deshalb wird die Höhe der Varianz in den Stichproben zu einem Großteil durch die siebziger Jahre bestimmt. Um das obige Ergebnis zu überprüfen und Verzerrungen aufgrund dieser hohen Varianz in den siebziger Jahren bei der Bestimmung des Signifikanzniveaus einer Differenz zu verhindern, werden die gleichen Berechnungen wie zuvor noch einmal für zwei Subperioden durchgeführt, nämlich für die Zeiträume 1960 bis 1979 und 1980 bis 1995. Zudem kann so überprüft werden, ob sich das Verhalten der Regierungen bzw. der Notenbanken im Zeitablauf geändert hat.

Die Ergebnisse für den Zeitraum ab 1980 sind in Tabelle 3 aufgeführt. Hier gilt in 11 Ländern, daß  $\bar{x} < \bar{y}$ ; davon haben sechs eine abhängige und fünf eine unabhängige Notenbank. Signifikant sind diese Abweichungen nur in sechs Ländern, von denen drei eine unabhängige Notenbank (Dänemark, Deutschland und Österreich) und ebenfalls drei eine abhängige Notenbank haben (Italien, Schweden und das Vereinigte Königreich).

---

<sup>42</sup> Für Schweden wurden bei der Berechnung der Varianz der Stichprobe für die Monate, die nicht zu der „Zeit vor Wahlen“ gehören, die Monate September und Oktober 1992 nicht berücksichtigt, da in diesen Monaten der Geldmarktzins in Reaktion auf die Wechselkurssturbulenzen erst um knapp 70 Prozentpunkte angehoben und dann direkt wieder in der gleichen Größenordnung gesenkt wurden. Bei Berücksichtigung dieser beiden Monate bei der Berechnung der Varianz würde diese für den gesamten Untersuchungszeitraum 40,3 statt 1,276 und für die Periode 1980–1995 73,56 statt 1,211 betragen. Würde man diese beiden Monate bei der Berechnung nicht ausklammern, würde die Nullhypothese nur wegen dieser außergewöhnlichen Bewegung des Geldmarktzins nicht abgelehnt.

**Tabelle 3 — Ergebnis beim Test auf das Vorhandensein politisch motivierter Zyklen in der Geldpolitik für den Zeitraum 1980–1995<sup>1</sup>**

Land	Anzahl der berücksichtigten Wahlen <sup>2</sup>	Durchschnittliche monatliche Veränderung des Zinses		Teststatistik <sup>4</sup>	Signifikanzniveau <sup>5</sup>	Status der Notenbanken <sup>6</sup>
		in der Zeit vor Wahlen <sup>3</sup>	in der restlichen Zeit			
Australien	5	0,031	-0,02			a
Belgien	5	-0,07	-0,02	0,27	0,394	a
Dänemark	5	-0,41	0,078	1,62	0,053	u
Deutschland	5	-0,11	0,005	1,989	0,023	u
Finnland	4	0,011	-0,06			u
Frankreich	2	-0,04	-0,04			a
Italien	3	-0,14	0,023	2,414	0,008	a
Japan	4	-0,01	-0,05			a
Kanada	3	-0,06	-0,03	0,186	0,426	a
Neuseeland	4	0,057	-0,08			a
Niederlande	4	-0,15	-0,07	0,621	0,267	u
Norwegen	4	0,017	-0,05			a
Österreich	4	-0,13	0,028	1,524	0,064	u
Portugal	4	0,07	0,022			a
Schweden	5	-0,14	0,043	1,149	0,125	a
Schweiz	4	-0,04	0,023	0,395	0,346	u
Spanien	4	-0,07	0,033	0,232	0,408	a
Vereinigtes Königreich	3	-0,29	0,081	1,413	0,079	a
Vereinigte Staaten	4	0,072	-0,08			u

<sup>1</sup>Dieser Zeitraum gilt nicht für Neuseeland und Portugal, da für diese Länder nicht alle Daten für diesen Zeitraum vorliegen. Die Untersuchung geht über den gleichen Zeitraum wie in Tabelle 2.— <sup>2</sup>Vgl. Tabelle 1. — <sup>3</sup>Als „Zeit vor den Wahlen“ gilt der Zeitraum zwischen 18 Monaten vor dem Wahlmonat bis 6 Monate vor dem Wahlmonat. — <sup>4</sup>Berechnet anhand von Gleichung (34). — <sup>5</sup>Irrtumswahrscheinlichkeit bei der Ablehnung der Nullhypothese, daß die durchschnittliche monatliche Veränderung des Geldmarktzinses in der Zeit vor Wahlen nicht niedriger als diejenige in der restlichen Zeit ist. — <sup>6</sup>a=abhängig, u=unabhängig.

Für den Zeitraum vor 1980 können die Berechnungen aufgrund mangelnder Daten nur für einen Teil der Länder durchgeführt werden. Es werden nur diejenigen Länder berücksichtigt, für die in dieser Periode ausreichend Datenmaterial vorliegt, um zwei Wahlzyklen abzudecken. Dies ist bei 10 Ländern der Fall (vgl. Tabelle 4). In dieser Gruppe weisen die Daten für den jeweils untersuchten Zeitraum in fünf Fällen auf die Existenz eines politisch motivierten Zyklus in der Geldpolitik hin; bei allen ist diese Differenz signifikant. Nur eines dieser Länder (Österreich) hat eine unabhängige Notenbank; die Notenbanken der anderen (Frankreich, Italien, Japan und Schweden) sind als abhängig zu bezeichnen.

Tabelle 5 faßt die Ergebnisse dieses Abschnitts zusammen. Für drei Länder (Italien, Österreich und Schweden) sprechen die Ergebnisse in allen drei Perioden für die Existenz eines politisch motivierten Zyklus in der Geldpolitik. Für Dänemark, Frankreich, Japan und — mit Einschränkungen — für das Vereinigte Königreich gilt dies für zwei der untersuchten Zeitabschnitte. Für zwei weitere Länder (Deutschland und Finnland) ist dies zumindest in einer Periode der Fall. Dabei ist kein deutlicher Unterschied in der Häufigkeit des Auftretens dieses Phänomens zwischen der Gruppe der unabhängigen und der Gruppe der abhängigen Notenbanken festzustellen. Zwar ist die Anzahl der abhängigen Notenbanken mit einem solchen Zyklus in jeder Teilperiode höher als diejenige bzw. in der Periode 1980-1995 gleich derjenigen der unabhängigen Notenbanken. Da aber in jeder Teilperiode mehr abhängige als unabhängige Notenbanken untersucht werden, kann daraus kein Beweis der These abgeleitet werden. Denn nur für den Untersuchungszeitraum 1960 bis 1979 übersteigt der Anteil der Länder mit abhängigen Zentralbanken an den Staaten mit Hinweisen auf politische Konjunkturzyklen ihren Anteil an der Grundgesamtheit.

Insgesamt ist also als Resultat dieser Untersuchung festzuhalten, daß es in vielen Ländern mehr oder weniger deutliche Anzeichen für die Existenz eines politisch motivierten Zyklus in der Geldpolitik gibt, wie ihn das dargestellte Modell beschreibt. Es findet sich aber keine Bestätigung dafür, daß dieses Phänomen durch die Unabhängigkeit einer Notenbank — wie sie in der Literatur definiert und gemessen wird — zu verhindern ist. Vielmehr scheinen solche

**Tabelle 4 — Ergebnis beim Test auf das Vorhandensein politisch motivierter Zyklen in der Geldpolitik für den Zeitraum 1960–1979<sup>1</sup>**

Land	Anzahl der berücksichtigten Wahlen <sup>2</sup>	Durchschnittliche monatliche Veränderung des Zinses		Teststatistik <sup>4</sup>	Signifikanzniveau <sup>5</sup>	Status der Notenbanken <sup>6</sup>
		in der Zeit vor Wahlen <sup>3</sup>	in der restlichen Zeit			
Australien	5	0,141	-0,06			a
Belgien	6	0,168	0,0			a
Deutschland	6	0,051	0,01			u
Frankreich	4	-0,04	0,06	1,46	0,072	a
Italien	4	-0,05	0,049	2,015	0,022	a
Japan	7	-0,15	0,064	2,094	0,018	a
Niederlande	4	0,28	0,016			u
Österreich	3	-0,07	0,058	1,221	0,111	u
Schweden	4	-0,14	0,082	1,122	0,131	a
USA	6	0,09	0,025			u

<sup>1</sup>Dieser Zeitraum ist der maximale Untersuchungszeitraum. Für jedes Land wurde mit dem Monat begonnen, ab dem die Daten zur Verfügung standen (vgl. Tabelle 1). — <sup>2</sup>Vgl. Tabelle 1. — <sup>3</sup>Als „Zeit vor den Wahlen“ gilt der Zeitraum zwischen 18 Monaten vor dem Wahlmonat bis 6 Monate vor dem Wahlmonat. — <sup>4</sup>Berechnet anhand von Gleichung (34). — <sup>5</sup>Irrtumswahrscheinlichkeit bei der Ablehnung der Nullhypothese, daß die durchschnittliche monatliche Veränderung des Geldmarktzinses in der Zeit vor Wahlen nicht niedriger als diejenige in der restlichen Zeit ist. — <sup>6</sup>a=abhängig, u=unabhängig.

**Tabelle 5 — Zusammenfassung der Ergebnisse beim Test auf politisch motivierte Zyklen in der Geldpolitik**

Land	Status der Notenbank <sup>1</sup>	Ergebnis <sup>2</sup> der Untersuchung für den Zeitraum <sup>3</sup>		
		1960-1979	1980-1995	1960-1995
Australien	a	nein	nein	nein
Belgien	a	nein	nsig	nein
Dänemark	u	—	sig	.sig
Deutschland	u	nein	sig	nsig
Finnland	u	—	nein	sig
Frankreich	a	sig	nein	sig
Italien	a	sig	sig	sig
Japan	a	sig	nein	sig
Kanada	a	—	nsig	nein
Neuseeland	a	—	nsig	nein
Niederlande	u	nein	nsig	nein
Norwegen	a	—	nein	nein
Österreich	u	sig	sig	sig
Portugal	a	—	nein	nein
Schweden	a	sig	sig	sig
Schweiz	u	—	nein	nsig
Spanien	a	—	nein	nein
Vereinigtes Königreich	a	—	sig	(sig)
Vereinigte Staaten	u	nein	nein	nein
Umfang des Ländersamples		10	19	19
Anz. der Länder mit abh. Notenbank		6	12	12
Anz. der Länder mit unabh. Notenbank		4	7	7
Anz. der Länder mit abh. Notenbank und Ergebnis „sig“		4	3	4 (5)
Anz. der Länder mit unabh. Notenbank und Ergebnis „sig“		1	3	3

<sup>1</sup>a=abhängig, u=unabhängig. — <sup>2</sup>sig = These, daß die durchschnittliche monatliche Änderung des Geldmarktzinses in der Zeit vor Wahlen nicht niedriger als diejenige in der restlichen Zeit ist ( $\bar{y} \geq \bar{x}$ ), auf einem Signifikanzniveau von mindestens 20 vH abgelehnt; nsig = ( $\bar{y} \geq \bar{x}$ ) nicht gegeben, aber Abweichung nicht signifikant; nein = ( $\bar{y} \geq \bar{x}$ ). — <sup>3</sup>Wenn die benötigten Daten nicht über den gesamten Untersuchungszeitraum verfügbar sind, verringert sich dieser auf die Periode, für die Daten verfügbar sind.

Zyklen in Ländern mit unabhängigen Notenbanken in etwa gleicher Häufigkeit aufzutreten wie in Ländern mit abhängigen Zentralbanken.

Das Problem bei der gerade angewandten Untersuchungsmethode ist, daß man nicht beurteilen kann, ob Zinssenkungen vor einer Wahl politisch motiviert waren, oder ob sie eine normale Reaktion auf die gesamtwirtschaftliche Situation zu diesem Zeitpunkt waren. Deshalb kann die Güte der Untersuchungsergebnisse dadurch verbessert werden, daß die „normalen“ Reaktionen der Zentralbanken bestimmt werden und daraufhin kontrolliert wird, ob vor Wahlen „unnormale“ Entscheidungen getroffen werden. Dies soll im nächsten Abschnitt mit Hilfe von geschätzten Reaktionsfunktionen der Zentralbanken der G7-Staaten erfolgen.

**b) Überprüfung der Aussagen des Modells mit Hilfe von Reaktionsfunktionen der Notenbanken**

*(1) Spezifikation und Schätzung der Reaktionsfunktionen*

Zur weiteren Überprüfung der Aussagen des Modells werden Reaktionsfunktionen der Notenbanken der G7-Staaten geschätzt. Für andere Länder ergeben solche Schätzungen keine sinnvollen Ergebnisse. In manchen Ländern ist die Zeitreihe der Geldmarktzinsen zu volatil (z.B. in der Schweiz und in Spanien), so daß eine Reaktionsfunktion die Politik der jeweiligen Notenbank nur unzureichend wiedergeben könnte. Bei vielen westeuropäischen Staaten verlaufen die Geldmarktzinsen nahezu parallel zu dem deutschen Satz (z.B. Niederlande und Österreich), was darauf hinweist, daß die jeweiligen Notenbanken ihre Geldpolitik nicht an binnenwirtschaftlichen Größen ausrichten. Statt dessen zielt ihre Politik anscheinend auf die Beibehaltung des Wechselkurses ihrer Landeswährung zur D-Mark ab, so daß sie in ihren Zinsschritten denjenigen der Deutschen Bundesbank folgen.<sup>43</sup>

---

<sup>43</sup> Ähnliche Probleme ergeben sich wohl auch — besonders in den letzten Jahren — für Frankreich und Italien. Hier scheint es aber so zu sein, daß die Geldpolitik immer noch zu einem großen Teil von den nationalen Gegebenheiten bestimmt werden. Trotzdem ist diese Einschränkung bei der Beurteilung der Ergebnisse mit in Betracht zu ziehen.

In die Reaktionsfunktionen werden die Inflationsrate, die gesamtwirtschaftliche Kapazitätsauslastung und ein Wechselkurs aufgenommen.<sup>44</sup> Als Inflationsrate wird die Veränderung des Deflators des privaten Konsums gegenüber dem Vorjahr gewählt.<sup>45</sup> Die gesamtwirtschaftliche Kapazitätsauslastung wird mit Hilfe der Schätzungen des Produktionspotentials durch die OECD berechnet. Sie ergibt sich als Quotient zwischen dem realen Bruttoinlandsprodukt und dem Potential.<sup>46</sup> Für die Größe Wechselkurs werden von Land zu Land verschiedene Zeitreihen benutzt. Für die westeuropäischen Länder — mit Ausnahme von Deutschland — wird der nominale effektive Wechselkurs verwendet. Es kann davon ausgegangen werden, daß die Notenbanken dieser Länder, wenn sie bei ihrer Politik Wechselkursbewegungen berücksichtigen, sich an dem Außenwert ihrer Währungen zu denjenigen ihrer Haupthandelspartner in Europa orientieren. Als Maßgröße hierfür bietet sich der nominale effektive Wechselkurs an. Für die Reaktionsfunktion der Deutschen Bundesbank wird der Wechselkurs zum US-Dollar berücksichtigt, da dessen Bewegungen am ehesten Auswirkungen auf die deutsche Geldpolitik zu haben scheint. Dagegen dürften Wechselkursverschiebungen zu einer europäischen Währung angesichts der Ankerfunktion der D-Mark im Europäischen Währungssystem eher zu Reaktionen der jeweils anderen Notenbank führen. Ähnliches gilt für Japan. Auch für Kanada wird angesichts der starken Verflechtung der beiden nordamerikanischen Volkswirtschaften der US-Dollar in der zu schätzenden Reaktionsfunktion berücksichtigt. Für die Vereinigten Staaten selber wird der Wechselkurs zum japanischen Yen gewählt, da — wenn überhaupt — dieser Wechselkurs bei Entscheidungen der amerikanischen Notenbank eine Rolle spielen dürfte.

---

<sup>44</sup> Für die Darstellung eines Modells, das eine solche Reaktionsfunktion der Notenbanken erklärt, siehe z.B. Solveen (1995).

<sup>45</sup> Als Index für das Preisniveau würde sich eigentlich der Konsumentenpreisindex anbieten, da dieser in der Diskussion um geldpolitische Maßnahmen am häufigsten als Maßgröße für den Preisauftrieb herangezogen wird. Im Vereinigten Königreich gehen aber in den „Retail Price Index (RPI)“ die Hypothekenzinsen, die eng mit den Notenbankzinsen korreliert sind, mit einem großen Gewicht ein, so daß bei einer Verwendung dieses Index die Gefahr einer Verzerrung bestehen würde. Da für den RPI ohne Hypothekenzinsen (RPIX) keine Daten über einen längeren Zeitraum zur Verfügung stehen und für alle Länder vergleichbare Indizes verwendet werden sollen, wird der Deflator des privaten Konsums gewählt. Die mit dessen Hilfe bestimmte Inflationsrate weicht größtenteils nur geringfügig von der anhand des Konsumentenpreisindex bestimmten Preissteigerungsrate ab.

Als Schätzzeitraum war zunächst die Periode seit Ende des Bretton Woods Systems geplant, d.h. zur Vermeidung der Übergangszeit zu flexiblen Wechselkursen die Periode von 1975 bis 1995 gesetzt. Erste Schätzungen ergaben aber, daß sich Ende der siebziger bzw. Anfang der achtziger Jahre in der Politik vieler Notenbanken anscheinend eine Änderung ergeben hat. Die Tests auf Strukturkonstanz (Chow-Test<sup>47</sup>) deuten auf solche Strukturbrüche hin. Daher ist im folgenden der Schätzzeitraum gleich der Periode 1980 bis 1995. Für Kanada und die Vereinigten Staaten scheint sich die erwähnte Übergangszeit etwas länger hingezogen zu haben. In diesen Ländern muß der Schätzzeitraum auf 1982–1995 bzw. 1983–1995 verkürzt werden, um Strukturkonstanz des Modells zu gewährleisten.

Vor einer Schätzung der Reaktionsfunktionen ist auf den Integrationsgrad der verwendeten Zeitreihen zu prüfen.<sup>48</sup> Hierzu werden der Dickey-Fuller-Test und der Augmented-Dickey-Fuller-Test verwendet.<sup>49</sup> Bei den Tests auf einen Integrationsgrad von 1 (I(1)) wird in der Schätzgleichung ein Trend berücksichtigt, bei Tests auf höhere Integrationsgrade wird dieser weggelassen. Der Testgleichung werden bis zu vier endogene verzögerte Variablen hinzugefügt. Grundsätzlich wird die Testspezifikation bei der Entscheidung berücksichtigt, bei der die Residuen als erstes einem Prozeß weißen Rauschens — überprüft mit dem Breusch-Godfrey-LM-Test<sup>50</sup> — folgen. Die Ergebnisse dieser Tests sind in Tabelle 6 wiedergegeben.

---

<sup>46</sup> Da in dieser Quelle für das Produktionspotential nur Jahreswerte vorliegen, sind Quartalswerte durch Interpolation zu berechnen. Aufgrund der geringen Volatilität in der Zuwachsrate des Potentials führt dies zu vertretbaren Ergebnissen.

<sup>47</sup> Chow (1960).

<sup>48</sup> Eine Zeitreihe  $y$  gilt als integriert, wenn in dem Prozeß  $y_t = \lambda \cdot y_{t-1} + v_t$ , der Koeffizient  $\lambda$  größer als 1 ist. Dies bedeutet, daß ein möglicherweise auftretender Schock einen dauerhaften Effekt hat und dieser nicht — wie bei einem Prozeß, bei dem  $\lambda$  kleiner als 1 ist, den man stationären Prozeß bezeichnet — mit der Zeit verschwindet. Gilt  $\lambda > 1$  für das Niveau einer Zeitreihe, aber nicht für die erste Differenz  $\Delta y_t$ , so bezeichnet man eine solche Reihe als integriert vom Grade 1, da man die Reihe einmal differenzieren muß, um zu einer stationären Zeitreihe zu gelangen. Muß dies zweimal erfolgen, so ist die Reihe integriert vom Grade 2, usw.

<sup>49</sup> Dickey und Fuller (1981). Kritische Werte für diesen Test finden sich bei McKinnon (1990).

<sup>50</sup> Breusch (1978).

Tabelle 6 — Ergebnisse der Tests auf den Integrationsgrad der verwendeten Reihen<sup>1</sup>

	DF	ADF1	ADF2	ADF3	ADF4	Integrations- grad
<i>Vereinigte Staaten</i>						
GMZ	-1,18	-2,35 <sup>2</sup>	-2,01	-2,05	-2,15	
dGMZ	-4,87** <sup>2</sup>	-5,01**	-4,37**	-3,79**	-3,51*	I (1)
INF	-1,23	-1,55	-1,42	-1,42	-1,31	
dINF	-6,05**	-4,99**	-4,11**	-5,67** <sup>2</sup>	-3,99**	I (1)
KAP	-3,56*	-3,73* <sup>2</sup>	-4,13*	-3,85*	-4,02*	
dKAP						I(0)
WK	vgl. Japan					
dWK						
<i>Japan</i>						
GMZ	-1,72	-3,14 <sup>2</sup>	-2,79	-3,15	-2,79	
dGMZ	-4,82** <sup>2</sup>	-4,90**	-3,91**	-4,13**	-3,58**	I (1)
INF	-1,35	-1,85	-2,10	-2,55	-1,71	
dINF	-6,54**	-4,76**	-3,62**	-5,48** <sup>2</sup>	-4,30**	I (1)
KAP	-0,81 <sup>2</sup>	-0,93	-1,25	-1,57	-1,94	
dKAP	-7,30** <sup>2</sup>	-4,29**	-3,24*	-2,59	-2,06	I (1)
WK	-1,91	-2,33 <sup>2</sup>	-2,04	-2,32	-2,29	
dWK	-6,20** <sup>2</sup>	-5,64**	-4,01**	-3,76**	-3,97**	I (1)
<i>Deutschland</i>						
GMZ	-0,92	-1,76 <sup>2</sup>	-2,08	-2,12	-2,59	
dGMZ	-5,42** <sup>2</sup>	-4,27**	-4,05**	-3,48*	-3,12*	I (1)
INF	-1,45	-1,70*	-1,73	-2,12	-1,85	
dINF	-6,99** <sup>2</sup>	-5,39**	-3,90**	-4,10**	-3,92**	I (1)
KAP	-2,05 <sup>2</sup>	-2,03	-1,97	-2,49	-2,72	
dKAP	-8,07** <sup>2</sup>	-5,86**	-3,71**	-3,13*	-3,15*	I (1)
WK	-2,36	-2,65 <sup>2</sup>	-2,62	-2,81	-2,86	
dWK	-5,71** <sup>2</sup>	-4,65**	-3,52*	-3,13*	-3,24*	I (1)
<i>Frankreich</i>						
GMZ	-2,25 <sup>2</sup>	-2,56	-2,42	-2,31	-2,48	
dGMZ	-7,15** <sup>2</sup>	-6,05**	-5,30**	-4,13**	-4,33**	I (1)
INF	-1,21	-1,53	-1,34	-1,27	-1,05	
dINF	-4,87**	-5,11**	-4,72**	-5,22**	-3,05*	I (1)
KAP	-1,75	-2,09	-2,72	-2,63	-2,28	
dKAP	-6,38** <sup>2</sup>	-3,85**	-3,69**	-3,96**	-4,01**	I (1)
WK	-1,89 <sup>2</sup>	-1,97	-1,85	-2,04	-1,83	
dWK	-6,14** <sup>2</sup>	-4,78**	-2,92*	-2,95*	-2,16	I (1)

Tabelle 6 (Fortsetzung)

	DF	ADF1	ADF2	ADF3	ADF4	Integrations-grad
<i>Italien</i>						
GMZ	-3,26 <sup>2</sup>	-3,46	-3,30	-3,48*	-3,43	
dGMZ	-6,71** <sup>2</sup>	-5,79**	-4,04**	-3,70**	-3,31*	I (1)
INF	-1,33	-2,00	-1,91	-1,92	-1,54	
dINF	-5,18**	-4,90**	-4,42**	-5,58**	-3,19*	I (1)
KAP	-1,61	-1,67	-2,34 <sup>2</sup>	-2,29	-2,79	
dKAP	-7,73**	-4,52** <sup>2</sup>	-4,31**	-3,47*	-3,32*	I (1)
WK	-1,36	-1,90 <sup>2</sup>	-1,43	-1,83	-1,63	
dWK	-5,99** <sup>2</sup>	-5,62**	-3,81**	-3,81**	-3,25*	I (1)
<i>Vereinigtes Königreich</i>						
GMZ	-3,62* <sup>2</sup>	-3,58*	-3,47	-3,29	-3,39	
dGMZ	-8,23** <sup>2</sup>	-6,10**	-5,28**	-4,24**	-4,02**	I (1)
INF	-2,92*	-2,90	-3,20*	-3,56**	-2,72 <sup>2</sup>	
dINF	-7,53**	-5,46**	-4,58**	-7,44** <sup>2</sup>	-5,78**	I (1)
KAP	-1,04	-1,76 <sup>2</sup>	-2,02	-2,46	-2,09	
dKAP	-4,33** <sup>2</sup>	-3,13*	-2,48	-2,82	-2,42	I (1)
WK	-3,55*	-4,48** <sup>2</sup>	-3,90*	-3,99**	-3,87**	
dWK						I (0)
<i>Kanada</i>						
GMZ	-2,37 <sup>2</sup>	-2,12	-1,96	-2,06	-2,35	
dGMZ	-10,28** <sup>2</sup>	-7,24**	-5,08**	-3,74**	-2,68	I (1)
INF	-2,82	-2,68 <sup>2</sup>	-2,64	-2,58	-2,51	
dINF	-4,76** <sup>2</sup>	-4,06**	-4,50**	-4,31**	-3,01*	I (1)
KAP	-0,93	-1,96 <sup>2</sup>	-2,27	-2,28	-1,89	
dKAP	-3,97** <sup>2</sup>	-3,29*	-3,11*	-3,49*	-3,08*	I (1)
WK	-0,96	-1,33	-1,48	-3,21** <sup>2</sup>	-3,02	
dWK	-5,70**	-4,08**	-1,81	-1,99	-1,69	I (1)
<sup>1</sup> Testergebnisse: (**)=signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % (1 %). — <sup>2</sup> Erste Testspezifikation, bei der bei einem LM-Test die Nullhypothese "Weißes Rauschen" nicht zurückgewiesen werden kann (Irrtumswahrscheinlichkeit 0,05).						

Fast alle der verwendeten Reihen sind integriert vom Grade 1.<sup>51</sup> Ausnahmen bilden die gesamtwirtschaftliche Kapazitätsauslastung in den Vereinigten Staaten und der nominale effektive Wechselkurs im Vereinigten Königreich. Im Interesse der Vergleichbarkeit der Ergebnisse der Schätzungen, die einen gleichen Ansatz voraussetzt, werden aber auch diese beiden Zeitreihen im folgenden so behandelt, als wären sie nicht stationär, sondern integriert vom Grade 1. So ist in die Schätzgleichung jeweils die erste Differenz der Kapazitätsauslastung, der Inflationsrate und des Wechselkurses aufzunehmen. Die zu erklärende Variable ist die Veränderung des Geldmarktzinses.

Bei einer Schätzung in ersten Differenzen kann Information verloren gehen, wenn die Niveaus der verwendeten Reihen kointegriert sind, d.h. zwischen ihnen eine langfristige Beziehung besteht, die durch folgende Gleichung ausgedrückt werden kann:

$$[35] \quad GMZ_t = c + \alpha_1 \cdot INF_t + \alpha_2 \cdot KAP_t + \alpha_3 \cdot WK_t + e_t$$

mit    GMZ = Geldmarktzins  
        INF = Inflationsrate  
        KAP = Kapazitätsauslastung  
        WK = Wechselkurs

Um einen solchen Informationsverlust zu verhindern, muß dies in der Reaktionsfunktion durch die Einfügung eines Terms, der die Abweichung des Geldmarktzinses von dieser Langfrist-Beziehung in der Vorperiode beschreibt (Fehlerkorrekturterm), berücksichtigt werden. Ökonomisch kann eine solche langfristige Beziehung — von der kurzfristig abgewichen wird — zwischen dem Geldmarktzins und einer oder mehreren der anderen verwendeten Reihen so interpretiert werden, daß es für jede Konstellation — bestehend aus

---

<sup>51</sup> Für das Vereinigte Königreich deutet für die Zeitreihe des Geldmarktzinses die erste Testspezifikation, in der die Residuen einem „Prozeß weißen Rauschens“ folgen, darauf hin, daß es sich hierbei um einen stationären Prozeß handelt. Da die ADF-Tests mit einer höheren Anzahl an Verzögerten auf einen integrierten Prozeß hinweisen, wird auch diese Zeitreihe als integriert vom Grade 1 behandelt.

einem Wert für die Inflationsrate, für die Kapazitätsauslastung und für den Wechselkurs — aus Sicht der Notenbank einen langfristigen Zielwert für den Geldmarktzins gibt. Eine sofortige Anpassung des Zinses würde aber möglicherweise sehr hektische Reaktionen erfordern und zu hohen Anpassungskosten führen; es erscheint daher plausibel, daß die Zentralbank den Zins nurlangsam an diesen Zielwert annähert.

Bei der Schätzung der Reaktionsfunktionen wird nach der "general-to-simple"-Methode vorgegangen.<sup>52</sup> Bei dieser Vorgehensweise beginnt man mit einem allgemeinen Modell, in dem von jeder Größe der aktuelle und mehrere verzögerte Werte (hier vier) in der zu schätzenden Gleichung stehen. Damit ergeben sich — unter Berücksichtigung eventueller Kointegrationsbeziehungen — für die einzelnen Länder die folgenden Ausgangsgleichungen:

$$\begin{aligned}
 \Delta GMZ_t &= c - \alpha \cdot (GMZ_{t-1} - \alpha_1 \cdot INF_{t-1} - \alpha_2 \cdot KAP_{t-1} - \alpha_3 \cdot WK_{t-1}) \\
 [36] \quad &+ \sum_{i=1}^4 \beta_i \cdot \Delta GMZ_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \gamma_i \cdot \Delta INF_{t-i} \\
 &+ \sum_{i=0}^4 \delta_i \cdot \Delta KAP_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \lambda_i \cdot \Delta WK_{t-i} + \mu_t
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \Delta GMZ_t &= c - \alpha \cdot GMZ_{t-1} + \frac{\alpha_1}{\alpha} \cdot INF_{t-1} + \frac{\alpha_2}{\alpha} \cdot KAP_{t-1} + \frac{\alpha_3}{\alpha} \cdot WK_{t-1} \\
 \Rightarrow [36'] \quad &+ \sum_{i=1}^4 \beta_i \cdot \Delta GMZ_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \gamma_i \cdot \Delta INF_{t-i} \\
 &+ \sum_{i=0}^4 \delta_i \cdot \Delta KAP_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \lambda_i \cdot \Delta WK_{t-i} + \mu_t
 \end{aligned}$$

Mit diesem allgemeinen Modell wird für jede Notenbank begonnen. Es wird so lange die Variable mit dem jeweils niedrigsten t-Wert eliminiert, bis der Final Prediction Error (FPE) der Gleichung minimiert ist. Dieses Informationskriterium entspricht der gewichteten Summe der

---

<sup>52</sup> Vgl. hierzu z.B. Gilbert (1986).

quadrierten Abweichungen der tatsächlichen von den prognostizierten Werten der endogenen Variablen ( $\sum (\hat{u}_i)^2$ ):<sup>53</sup>

$$[37] \quad FPE = \frac{T+k}{T-k} \cdot \frac{1}{T} \cdot \sum (\hat{u}_i)^2$$

Bei jedem Verringerungsschritt erfolgt eine Überprüfung der Modelle auf das Vorhandensein von Heteroskedastizität, von Autokorrelation, von Strukturbrüchen und der Verletzung der Normalverteilungsannahme.<sup>54</sup> In allen Ländern müssen mehrere Dummy-Variablen in die Gleichungen eingefügt werden, um so die Einhaltung der Annahmen der Schätzmethode der kleinsten Quadrate — Homoskedastizität, Normalverteilung der Residuen, keine Autokorrelation der Residuen — zu gewährleisten.<sup>55</sup> Zumeist handelt es sich hierbei um Quartale, in denen extreme Veränderungen des Geldmarktzinses aufgetreten sind. Die Verwendung von Dummies ist damit zu rechtfertigen, daß man bei dem hier gewählten einfachen Ansatz nicht erwarten kann, daß alle Faktoren, die auf den Geldmarktzins einwirken, erfaßt sind. Zum Beispiel kann das Modell die starken Bewegungen des Geldmarktzinses Ende 1992 in Frankreich und in Italien nicht erklären, die im Zusammenhang mit der Krise im Europäischen Währungssystem auftraten.<sup>56</sup>

Für den Test auf die Existenz einer Kointegrationsbeziehung zwischen allen oder nur einzelnen der berücksichtigten Reihen wird das Verfahren nach Kremers, Ericsson und Dolado

<sup>53</sup> Vergleiche Judge et al. (1985, S. 243 f).

<sup>54</sup> Für die Testergebnisse für die endgültigen Modelle siehe Tabelle 7.

<sup>55</sup> Für eine Übersicht der verwendeten Dummies siehe Tabelle 8.

<sup>56</sup> An diesem Beispiel zeigt sich besonders deutlich das Problem, bei der Schätzung der Reaktionsfunktionen die Handlungen der Zentralbanken zu erfassen, die durch Wechselkurssturbulenzen induziert wurden. Während in Italien damals tatsächlich eine deutliche Abwertung der Landeswährung stattfand und die Banca d'Italia hierauf reagierte, konnte die Banque de France einen vergleichbaren Kurssturz des Franc verhindern. Sie handelte, weil der Wechselkurs der französischen Währung offensichtlich unter Druck stand. Dieses Motiv kann man aber in den bei der Schätzung der Reaktionsfunktion verwendeten Daten nicht erkennen, da keine deutliche Verschiebung der Wechselkursrelationen stattfand.

**Tabelle 7 — Statistische Prüfmaße der endgültigen Modelle <sup>1</sup>**

	USA	Japan	Kanada	Deutschland	Frankreich	Vereinigtes Königreich	Italien
Bestimmtheitsmaß ( $R^2$ )	0,82	0,88	0,94	0,83	0,88	0,89	0,84
Standardabweichung der Schätzung	0,28	0,31	0,41	0,28	0,40	0,76	0,52
<i>Prüfung auf Autokorrelation</i>							
LM-Test 1. Ordnung ( $\chi^2$ -verteilt)	0,53 (0,47)	0,37 (0,54)	0,42 (0,52)	3,13 (0,08)	0,06 (0,81)	1,65 (0,20)	2,87 (0,09)
LM-Test 4. Ordnung ( $\chi^2$ -verteilt)	2,49 (0,65)	4,23 (0,38)	4,77 (0,31)	5,69 (0,22)	3,50 (0,48)	1,87 (0,76)	3,53 (0,47)
<i>Prüfung auf Heteroskedastizität</i>							
Prüfung auf ARCH-Prozesse ( $\chi^2$ -verteilt)	3,06 (0,08)	0,91 (0,34)	0,41 (0,52)	0,01 (0,92)	0,11 (0,74)	2,44 (0,12)	1,49 (0,22)
LR-Test ( $\chi^2$ -verteilt)	-8,78 (1,00)	2,33 (0,13)	-17,99 (1,00)	-4,52 (1,00)	-12,02 (1,00)	-7,54 (1,00)	-5,77 (1,00)
<i>Prüfung auf strukturelle Konstanz</i>							
Chow-Test (Mitte der Stichprobe, F-verteilt)	0,30 (0,98)	1,07 (0,43)	0,33 (0,99)	0,56 (0,89)	0,33 (0,98)	0,74 (0,75)	0,67 (0,82)
<i>Prüfung auf Normalverteilung der Residuen</i>							
Jarque-Bera-Test ( $\chi^2$ -verteilt)	0,38 (0,83)	0,91 (0,64)	0,31 (0,86)	3,22 (0,20)	0,46 (0,80)	0,13 (0,94)	1,92 (0,38)
FPE-Wert	0,09	0,13	0,23	0,10	0,19	0,76	0,35
<sup>1</sup> In Klammern Irrtumswahrscheinlichkeiten.							

Tabelle 8 — Verwendete Dummies<sup>1</sup>

Vereinigte Staaten	1984:4
Japan	1980:2, 1985:4, 1986:3
Kanada	1982:1, 1984:2, 1984:3+1984:4 <sup>2</sup> , 1986:1, 1986:2, 1987:4, 1990:3, 1995:1
Deutschland	1981:1, 1981:2, 1989:4
Frankreich	1981:2, 1981:3, 1992:3, 1995:2, 1993:1+1993:2 <sup>2</sup>
Vereinigtes Königreich	1980:1, 1981:4, 1984:4, 1985:1, 1985:3
Italien	1984:4, 1986:1, 1990:3, 1992:3
<sup>1</sup> Angegeben sind die Quartale, für die in den Gleichungen für die jeweiligen Länder eine Dummy-Variable gesetzt wurde. — <sup>2</sup> In diesen Fällen wurde die gleiche Dummy-Variable mit unterschiedlichem Vorzeichen auf zwei Quartale gesetzt.	

(1992) angewandt. In diesem einstufigen Verfahren<sup>57</sup> wird die Nullhypothese der Nicht-Kointegration anhand der  $t$ -Statistik des Koeffizienten des um eine Periode verzögerten Niveaus des Geldmarktzinses überprüft.<sup>58</sup>

Damit eine Kointegrationsbeziehung bei der Schätzung der jeweiligen Reaktionsfunktion berücksichtigt wird, müssen — im endgültigen Modell — folgende Kriterien erfüllt sein:

- (i) Das Vorzeichen des Koeffizienten des um eine Periode verzögerten Niveaus des Geldmarktzinses ( $\alpha$ ) muß der Idee des Fehlerkorrekturansatzes folgend negativ sein.
- (ii) Das  $t$ -Verhältnis des Koeffizienten  $\alpha$  in der Schätzgleichung muß den kritischen Wert erreichen.
- (iii) Die Vorzeichen der Koeffizienten der anderen Niveauvariablen müssen mit den Aussagen der Theorie übereinstimmen, d.h. das Vorzeichen muß positiv sein.<sup>59</sup> Ist dies nicht gegeben, werden die Variablen, deren Koeffizienten das falsche Vorzeichen haben, aus der Langfristbeziehung eliminiert.

Die Koeffizienten der endgültigen Modelle sind in Tabelle 9 wiedergegeben. Für alle Länder bis auf die Vereinigten Staaten und das Vereinigte Königreich kann die Hypothese, daß zwischen den Variablen keine Langfristbeziehung besteht, hochsignifikant verworfen werden. Im Vereinigten Königreich besteht eine solche Langfristbeziehung anscheinend nur zwischen dem Geldmarktzins, der Kapazitätsauslastung und der Inflationsrate, d.h. der Wechselkurs

<sup>57</sup> Im Gegensatz zum zweistufigen Verfahren nach Engle und Granger (1987), bei dem zuerst die Langfrist-Beziehung getrennt geschätzt wird und dann anhand der Residuen dieser Schätzung — je nachdem, ob sie einen stationären Prozeß darstellen oder nicht — entschieden wird, ob eine Kointegrationsbeziehung vorliegt oder nicht. Ist dies der Fall, wird anschließend in einem zweiten Schritt das Modell unter Einschluß der Residuen der Langfristbeziehung geschätzt. Der Nachteil dieses Verfahrens gegenüber dem hier verwendeten besteht darin, daß es eine zusätzliche Restriktion auf das Modell legt und somit in manchen Fällen die Existenz einer Kointegrationsbeziehung fälschlicherweise verwirft. Vergleiche hierzu Kremers et al. (1992).

<sup>58</sup> Kritische Werte für diesen Test finden sich bei Banerjee, Dolado und Mestre (1992).

<sup>59</sup> Eine Ausnahme bildet hier der Koeffizient des Wechselkurses, wenn dieser durch den nominalen effektiven Wechselkurs repräsentiert wird. Dieser Koeffizient sollte ein negatives Vorzeichen haben, da hier eine Zunahme des Wertes eine Aufwertung bedeutet, der die Notenbank — wenn sie reagiert — mit einer Zinssenkung begegnen dürfte.

Tabelle 9 — Geschätzte Koeffizienten der Reaktionsfunktionen<sup>1</sup>

	USA	Japan	Kanada	Deutschland	Frankreich	Vereinigtes Königreich	Italien
Schätzzeitraum	1983-95	1980-95	1982-95	1980-95	1980-95	1980-95	1980-95
<i>c</i>	-0,01 (-0,24)	-3,63 (-2,82)	1,27 (2,57)	1,06 (4,91)	25,83 (5,32)	2,58 (4,94)	28,61 (4,52)
$GMZ_{t-1}^2$	—	-0,32 (-5,32**)	-0,32 (-5,02**)	-0,22 (-5,89**)	-0,24 (-6,20**)	-0,42 (-6,18**)	-0,30 (-5,12**)
$INF_{t-1}$	—	0,10 (1,52)	0,35 (4,52)	0,09 (1,91)	0,12 (3,84)	0,23 (3,42)	0,39 (8,91)
$KAP_{t-1}$	—	0,10 (2,80)	0,21 (5,41)	0,17 (5,94)	0,12 (3,52)	0,37 (6,65)	0,38 (5,88)
$WK_{t-1}$	—	0,01 (3,43)	0,02 (1,33)	0,01 (1,30)	-0,05 (-5,01)	—	-0,06 (-4,07)
$dGMZ_{t-1}$	0,48 (5,20)	0,34 (5,15)	0,28 (4,21)	0,13 (1,57)	—	0,12 (1,54)	-0,11 (-1,35)
$dGMZ_{t-2}$	—	—	0,07 (1,42)	0,17 (2,24)	—	-0,13 (-1,84)	-0,27 (-3,51)
$dGMZ_{t-3}$	—	—	—	—	—	—	—
$dGMZ_{t-4}$	0,10 (1,59)	0,12 (1,78)	0,20 (3,88)	—	0,20 (3,67)	—	—
$dINF_t$	0,39 (3,88)	0,13 (1,52)	—	0,17 (1,98)	0,51 (4,74)	-0,32 (-1,62)	0,56 (3,62)
$dINF_{t-1}$	-0,16 (-1,41)	—	—	—	—	-0,26 (-1,98)	-0,41 (-2,71)
$dINF_{t-2}$	—	—	-0,30 (-2,49)	—	—	—	—
$dINF_{t-3}$	—	—	—	-0,26 (-3,12)	—	0,19 (1,62)	-0,55 (-3,97)

Fortsetzung Tabelle 9

	USA	Japan	Kanada	Deutsch- land	Frank- reich	Vereinigtes Königreich	Italien
Schätz- zeitraum	1983-95	1980-95	1982-95	1980-95	1980-95	1980-95	1980-95
$dINF_{t-4}$	—	-0,22 (-2,47)	—	—	—	-0,34 (-2,25)	—
$dKAP_t$	0,16 (2,04)	0,31 (4,32)	0,30 (2,66)	0,10 (2,70)	—	0,26 (1,26)	0,46 (3,51)
$dKAP_{t-1}$	0,43 (4,68)	—	0,52 (4,69)	—	—	-0,83 (3,25)	—
$dKAP_{t-2}$	-0,19 (-1,96)	0,18 (2,47)	-0,60 (-4,87)	—	—	—	—
$dKAP_{t-3}$	—	0,13 (1,71)	0,28 (2,43)	—	—	—	—
$dKAP_{t-4}$	0,10 (1,38)	-0,10 (-1,37)	—	—	—	—	—
$dWK_t$	—	—	0,35 (7,24)	0,03 (3,64)	—	-0,10 (-3,21)	-0,07 (-1,97)
$dWK_{t-1}$	—	0,02 (2,13)	—	—	—	-0,05 (-1,30)	—
$dWK_{t-2}$	—	—	—	—	—	—	0,09 (2,26)
$dWK_{t-3}$	—	0,01 (1,24)	—	-0,02 (-1,87)	-0,06 (-1,59)	—	—
$dWK_{t-4}$	—	0,01 (1,51)	-0,20 (3,70)	0,03 (3,55)	—	-0,06 (-2,00)	0,07 (1,94)
# Dummies	1	3	3	5	4	5	8

<sup>1</sup>In Klammern t-Statistik. — <sup>2</sup>Die t-Statistik des Koeffizienten dieser Variablen wird als Test auf das Vorhandensein einer Kointegrationsbeziehung verwendet. Die Nullhypothese, daß eine solche Beziehung nicht besteht, wird mit einem Signifikanzniveau von 1 % bzw. 5 % (\*\* bzw. \*) verworfen. Kritische Werte für diesen Test finden sich bei Banerjee et al. (1992).

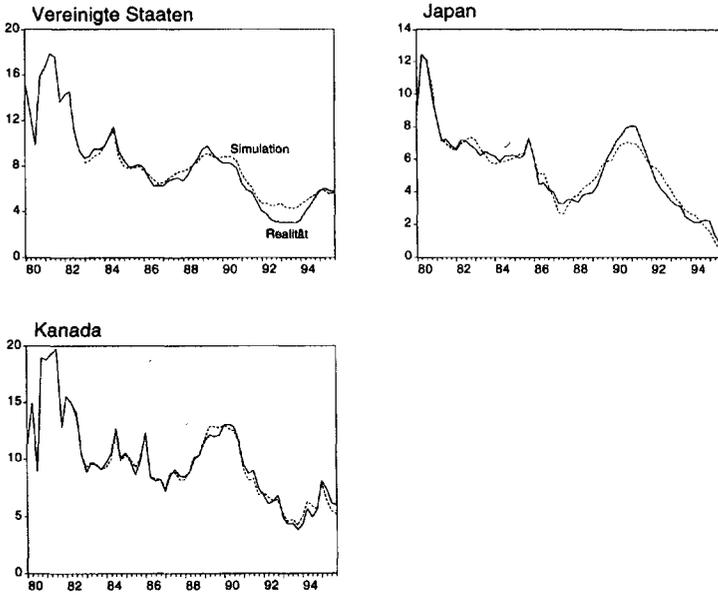
spielt auf lange Frist für die Entwicklung des Geldmarktzins keine Rolle. Für die Vereinigten Staaten scheint es keinerlei Langfristbeziehung zwischen den betrachteten Größen zu geben.

Die Koeffizienten der Variablen haben im großen und ganzen die erwarteten Vorzeichen. Es fällt auf, daß für die Vereinigten Staaten auch auf die kurze Frist kein Einfluß der Wechselkursbewegungen auf den Geldmarktzins und damit auf die amerikanische Geldpolitik nachgewiesen werden kann. Dies gilt nicht nur bei Verwendung des Wechselkurses zum Yen, sondern auch bei Einbeziehung des nominalen effektiven Wechselkurses.

Die Schätzgleichungen zeichnen die tatsächliche Entwicklung des Geldmarktzins recht gut nach. Das Bestimmtheitsmaß ( $R^2$ ) aller Gleichungen liegt über 0,8 (Vgl. Tabelle 7), wobei aber zu berücksichtigen ist, daß dieser Wert durch die Verwendung von Dummy-Variablen nach oben verzerrt wird. Aufschlußreicher ist der Vergleich des tatsächlichen Verlaufs des Geldmarktzins und desjenigen einer dynamischen Simulation. Bei einer dynamischen Simulation wird mit Hilfe der geschätzten Gleichung eine Prognose der zu erklärenden Variable — hier des Geldmarktzins — ab dem Beginn des Schätzzeitraums erstellt. Dabei werden die tatsächlichen Daten der erklärenden Variablen herangezogen. Für die in der Gleichung stehenden endogen verzögerten Variablen werden allerdings die im Rahmen dieser Simulation erzeugten Werte verwendet. Dies ist der Unterschied einer dynamischen zu einer statischen Simulation, bei der auch für die endogen verzögerten Variablen die in der Realität vorgekommenen Werte benutzt werden.

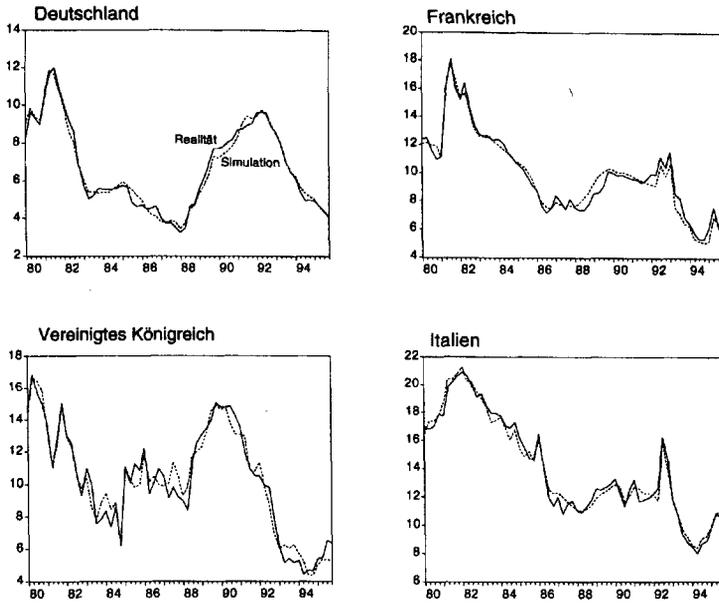
Schaubild 1 zeigt, daß bei einer dynamischen Simulation des Geldmarktzins mit der Hilfe der Gleichungen die tatsächliche Geldpolitik gut wiedergegeben wird. Das einzige Land, für das der Kurs der Geldpolitik nicht so gut nachvollzogen wird, sind die Vereinigten Staaten. Der Grund hierfür ist wohl, daß in diesem Fall keine Langfristbeziehung zwischen den Zeitreihen besteht.

**Schaubild 1 — Tatsächlicher und simulierter Verlauf des Geldmarktzins in den untersuchten Ländern 1980-1995**



<sup>1</sup> Dynamische Simulation mit Hilfe der geschätzten Reaktionsfunktionen.

**Schaubild 1 (Fortsetzung) — Tatsächlicher und simulierter<sup>1</sup> Verlauf des  
Geldmarktzinses in den untersuchten Ländern 1980-1995**



<sup>1</sup> Dynamische Simulation mit Hilfe der geschätzten Reaktionsfunktionen.

### Exkurs: Das Geldmengenziel in der Zielfunktion der Deutschen Bundesbank

Die Deutsche Bundesbank verfolgt bei ihrer Geldpolitik offiziell eine Strategie der Geldmengensteuerung. Zwar wird von ihren Vertretern eingeräumt, daß die gesamtwirtschaftliche Situation — also Produktion, Inflation und die Entwicklung des Außenwertes der D-Mark — eine Rolle bei den Entscheidungen spielt<sup>60</sup>, das Hauptaugenmerk liegt aber offiziell auf der Entwicklung der Geldmengenaggregate. Zum Ende eines Jahres gibt die Bundesbank zu diesem Zweck ein Geldmengenziel für das folgende Jahr an, das zur Mitte des jeweiligen Jahres überprüft und gegebenenfalls konkretisiert wird.<sup>61</sup> Die Festlegung des Ziels erfolgt anhand der Quantitätsgleichung, die in Veränderungsraten lautet:

$$[38] \quad m + v = p + y$$

Hierbei steht  $m$  für die Zuwachsrate der Geldmenge,  $v$  für die Veränderung der Umlaufgeschwindigkeit des Geldes,  $p$  für die Inflationsrate und  $y$  für den Anstieg des realen Bruttoinlandsprodukts. Da die Umlaufgeschwindigkeit des Geldes erst durch diese Gleichung definiert ist, gilt diese Beziehung immer. Die These bei der Festlegung des Geldmengenziels ist nun, daß die Entwicklung der Umlaufgeschwindigkeit langfristig einen stabilen Trend aufweist, d.h. es eine langfristige Veränderungsrate  $v^*$  gibt. Das Bruttoinlandsprodukt dürfte sich auf lange Frist entsprechend der Zunahme des gesamtwirtschaftlichen Produktionspotentials ( $y^*$ ) erhöhen. Damit ergibt sich für eine bestimmte Höhe der Inflationsrate ( $p^*$ ), die als tolerierbar bzw. unvermeidbar angesehen wird, eine Zuwachsrate der Geldmenge ( $m^*$ ), die mit einem solchen Preisanstieg langfristig vereinbar ist:<sup>62</sup>

$$[39] \quad m^* = p^* + y^* - v^*$$

<sup>60</sup> Siehe zum Beispiel die Begründung für die beiden Senkungen der deutschen Leitzinsen im Dezember 1995 und im April 1996 (Bundesbank 1996a, S. 27-30 und 1996b, S. 19-24).

<sup>61</sup> Eine solche Konkretisierung ist bis jetzt nur in den Jahren 1979 bis 1983 vorgenommen worden.

<sup>62</sup> Die Umlaufgeschwindigkeit des Geldes verringert sich derzeit im Trend jährlich um etwa 1 vH, als tolerierbare Inflationsrate wurde in den letzten Jahren ein Wert von 2 vH angesehen.

Da die Geldmengenaggregate nicht exakt gesteuert werden können, hat die Bundesbank seit 1979 - mit Ausnahme von 1989 - nicht einen Zielwert, sondern einen Zielkorridor für die angestrebte Wachstumsrate des Zielaggregates angegeben. Bis 1987 einschließlich diente die Zentralbankgeldmenge als Zielgröße, seit 1988 ist dies die Geldmenge M3. Die seit 1975 von der Bundesbank gesetzten Geldmengenziele sind in Tabelle 10 aufgeführt.

Wenn die Entwicklung der Geldmengenaggregate tatsächlich das wichtigste Kriterium bei den Entscheidungen bezüglich der Geldpolitik in Deutschland ist, ist die Reaktionsfunktion der Deutschen Bundesbank, wie sie zuvor geschätzt wurde, fehlspezifiziert, da in ihr das Geldmengenziel nicht berücksichtigt ist. Um einen solchen Fehler auszuschließen, soll in diesem Abschnitt überprüft werden, ob die Entwicklung der Geldmengen in der Reaktionsfunktion einen signifikanten Einfluß aufweist.

Zunächst wird die Entwicklung der Geldmenge M3 in den Ansatz zur Schätzung der Reaktionsfunktion aufgenommen.<sup>63</sup> Dabei wird diese wie eine Variable behandelt, die integriert vom Grade 2 ist, wodurch sich folgender Schätzansatz ergibt:<sup>64</sup>

<sup>63</sup> Bis 1987 war — wie bereits erwähnt — die Zentralbankgeldmenge die Zielgröße der Deutschen Bundesbank, so daß eigentlich diese Größe bis 1987 hätte berücksichtigt werden müssen. Ein Vergleich der Wachstumsraten der beiden Geldmengenaggregate zeigt aber, daß diese zwar nicht immer parallel laufen, über weite Strecken sich aber jeweils in die gleiche Richtung entwickeln (vgl. zum Beispiel Bundesbank 1995, Schaubild 10, S. 77). Um schätztechnische Probleme zu umgehen, wurde deshalb M3 über den gesamten Schätzzeitraum als monetäre Zielgröße behandelt.

<sup>64</sup> Dies steht im Widerspruch zu den Ergebnissen eines ADF-Tests auf den Integrationsgrad der Zeitreihe, bei dem für M3 auf I(1) erkannt wird. Würde man diesem Testergebnis folgen, müßte das Niveau der Geldmenge in die Langfristbeziehung aufgenommen werden. Dies würde implizieren, daß - bei Existenz einer Kointegrationsbeziehung, in der der Geldmarktzins und M3 enthalten sind - das Niveau des Geldmarktzinses mit dem Niveau von M3, einer deutlich trendbehafteten Größe, in Beziehung stände. Dies erscheint aus ökonomischer Sicht nicht sinnvoll. In diesem Fall wird — einem Ratschlag von Hansen und Juselius (1995, S. 1) folgend — eher der ökonomischen Begründung als dem Testergebnis gefolgt und die Wachstumsrate von M3 in die Langfristbeziehung und deren Tempoveränderung in die Kurzfristbeziehung der Gleichung aufgenommen.

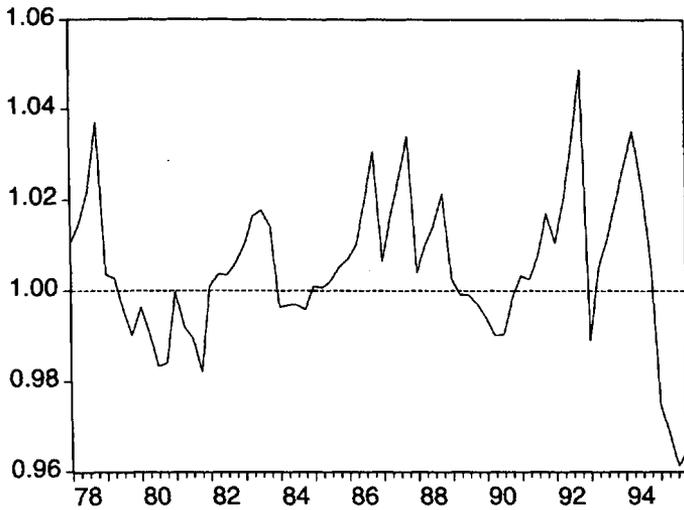
Tabelle 10 — Die Geldmengenziele der Deutschen Bundesbank und ihre Realisierung

Jahr	Ziel: Wachstum der Zentralbankgeldmenge bzw. der Geldmenge M3			Tatsächliche Entwicklung (gerundete Werte)		Ziel erreicht?
	im Verlauf des Jahres	im Jahresdurchschnitt	Konkretisierung	im Verlauf des Jahres	im Jahresdurchschnitt	
1975	etwa 8	—	—	10	—	nein
1976	—	8	—	—	9	nein
1977	—	8	—	—	9	nein
1978	—	8	—	—	11	nein
1979	6-9	—	Untergrenze	6	—	ja
1980	5-8	—	Untergrenze	5	—	ja
1981	4-7	—	untere Hälfte	4	—	ja
1982	4-7	—	obere Hälfte	6	—	ja
1983	4-7	—	obere Hälfte	7	—	ja
1984	4-6	—	—	5	—	ja
1985	3-5	—	—	5	—	ja
1986	3,5-5,5	—	—	8	—	nein
1987	3-6	—	—	8	—	nein
1988	3-6	—	—	7	—	nein
1989	etwa 5	—	—	5	—	ja
1990	4-6	—	—	6	—	ja
1991	3-5	—	—	5	—	ja
1992	3,5-5,5	—	—	9	—	nein
1993	4,5-6,5	—	—	7	—	nein
1994	4-6	—	—	6	—	ja
1995	4-6	—	—	1	—	nein

<sup>1</sup> Ab 1988: Geldmenge M3. — <sup>2</sup> Jeweils vom vierten Quartal des Vorjahres bis zum vierten Quartal des laufenden Jahres; 1975: Dezember 1974 bis Dezember 1975. — <sup>3</sup> Gemäß der Adjustierung des Geldmengenziels im Juli 1991.

Quelle: Deutsche Bundesbank (1995)

**Schaubild 2 — Verlauf der Zeitreihe „Zielabweichung der Deutschen Bundesbank (ZIEL)“<sup>1</sup> 1978 bis 1995**



<sup>1</sup> Für die Vorgehensweise bei der Berechnung siehe Text.

$$\begin{aligned}
 \Delta GMZ_t = & c + \alpha \cdot GMZ_{t-1} + \alpha_1 \cdot KAP_{t-1} + \alpha_2 \cdot INF_{t-1} + \alpha_3 \cdot WK_{t-1} + \alpha_4 \cdot \Delta M3_{t-1} \\
 [40] \quad & + \sum_{i=1}^4 \beta_i \cdot \Delta GMZ_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \gamma_i \cdot \Delta KAP_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \delta_i \cdot \Delta INF_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \lambda_i \cdot \Delta WK_{t-i} \\
 & + \sum_{i=0}^4 \mu_i \cdot \Delta 2M3_{t-i} + u_t
 \end{aligned}$$

Es wird wiederum nach der zuvor beschriebenen „general-to-simple“-Methode vorgegangen. Als Resultat erhält man ein Modell, in dem die Geldmenge in der Kurzfristbeziehung nicht enthalten ist. Alle zweiten Differenzen von M3 mußten aus der Gleichung eliminiert werden. Nur in der Langfristbeziehung ist die Geldmenge enthalten, aber mit einem relativ niedrigen Koeffizienten, der auf einen sehr geringen Einfluß hindeutet.

Dieses Ergebnis könnte auch dadurch verursacht worden sein, daß die angestrebte Wachstumsrate der Zielgröße über die Jahre recht deutlich variiert hat. Um dies aufzufangen wird eine neue Variable definiert, die die Verfehlung des jeweiligen Zielpfades in dem betrachteten Quartal messen soll. Zu diesem Zweck wird für jedes Quartal das erwünschte Niveau der Geldmenge - bis 1987:4 die Zentralbankgeldmenge, ab 1988:1 M3 - errechnet.<sup>65</sup> Die Zeitreihe „ZIEL“ ergibt sich dann aus dem Quotienten zwischen dem tatsächlichen und dem angestrebten Niveau der Zielgröße. Den Verlauf dieser Zeitreihe von 1978 bis 1995 zeigt Schaubild 2. Ein Wert größer als 1 bedeutet, daß das Ziel überschritten wird, ein Wert kleiner 1, daß es unterschritten wird. Unter der Annahme, daß ein negativer Zusammenhang zwischen dem Niveau des Geldmarktzinses und dem Geldmengenwachstum besteht, ist zu erwarten, daß die Bundesbank auf eine zu schnelle Expansion mit einer Erhöhung des Zinses reagiert, d.h. die Koeffizienten der Größe „ZIEL“ positiv sind. Die Durchführung von ADF-Tests ergibt, daß die Hypothese „Die Zeitreihe ZIEL ist integriert“ mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH abgelehnt werden kann, weshalb diese Größe in der Folge als stationäre Reihe behandelt wird.<sup>66</sup> dadurch ergibt sich folgender Ansatz zur Schätzung der Reaktionsfunktion:

<sup>65</sup> Bei dieser Berechnung wird die Mitte des Zielkorridors jeweils als gewünschte Wachstumsrate verwendet.

<sup>66</sup> Bei diesen Tests auf den Integrationsgrad wurde — im Gegensatz zu den in den Abschnitten zuvor wiedergegebenen Tests — kein Trend in die Schätzgleichung aufgenommen. Dies erschien deshalb

$$\begin{aligned}
 \Delta GMZ_t = & c + \alpha \cdot GMZ_{t-1} + \alpha_1 \cdot KAP_{t-1} + \alpha_2 \cdot INF_{t-1} + \alpha_3 \cdot WK_{t-1} \\
 [41] \quad & + \sum_{i=1}^4 \beta_i \cdot \Delta GMZ_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \gamma_i \cdot \Delta KAP_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \delta_i \cdot \Delta INF_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \lambda_i \cdot \Delta WK_{t-i} \\
 & + \sum_{i=0}^4 \mu_i \cdot ZIEL_{t-i} + u,
 \end{aligned}$$

Im Laufe der Verringerungsschritte müssen alle Lags von ZIEL eliminiert werden, so daß man als Endergebnis wieder die in Abschnitt (1) präsentierte Reaktionsfunktion erhält. Anhand dieser Variablen ist also der Einfluß der Entwicklung der Geldmengenaggregate, die von der Bundesbank als Zielgrößen angegeben werden bzw. wurden, auch nicht nachzuweisen.

Die zuvor beschriebenen Ergebnisse deuten darauf hin, daß mit der Spezifikation der Reaktionsfunktion, in der die Geldmengen nicht berücksichtigt sind, kein offensichtlicher Fehler gemacht wird, d.h. die Ergebnisse der folgenden Untersuchung durch das Auslassen dieser Größe nicht verzerrt werden. Als Beweis, daß die Bundesbank bei ihrer Politik ihr Geldmengenziel überhaupt nicht beachtet, kann dies zwar nicht gewertet werden. In der hier versuchten Weise ist eine solche vorrangige Berücksichtigung allerdings nicht nachzuweisen.

## (2) *Vorgehensweise bei der Überprüfung der Modellaussagen*

Zu prüfen ist die These des Modells, daß in dem Zeitraum vor einer Wahl die Zinsen unterhalb des Niveaus gehalten werden, das bei der jeweiligen wirtschaftlichen Situation in „normalen“ Zeiten gewählt würde. Im folgenden wird angenommen, daß die Reaktionsfunktion die Geldpolitik in normalen Zeiten beschreibt. Für die Periode von fünf Quartalen vor der Wahl bis zwei Quartale danach, wird mit Hilfe der geschätzten Funktion eine Ex-post-Prognose für die Entwicklung des Geldmarktzinses erstellt. Diese wird dann mit der tatsächlichen Entwicklung

---

geboten, da diese Zeitreihe aufgrund ihrer Definition keinen Trend aufweisen kann, da der Zielkorridor für ein neues Jahr an dem Ist-Wert des vierten Quartals des vorherigen Jahres ansetzt, also eine Kumulierung der Zielverfehlungen nicht stattfinden kann.

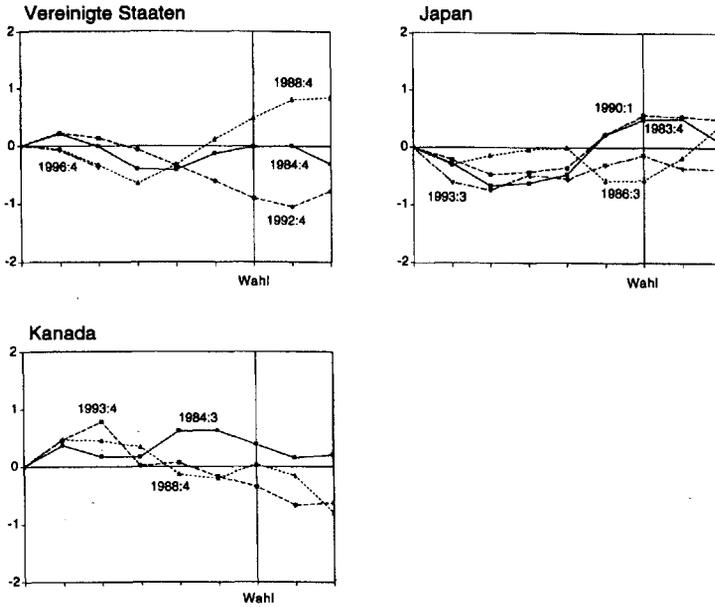
verglichen. Um die These des Modells zu bestätigen, müßte die Differenz zwischen dem Wert in der Realität und dem simulierten Wert in diesem Zeitabschnitt negativ sein.

Bei dieser Vorgehensweise bei der Prüfung auf das Vorhandensein politischer Zyklen in der Geldpolitik gibt es zwei Faktoren, die dazu führen können, daß trotz des Vorhandenseins dieses Phänomens im Ergebnis auf Nicht-Existenz einer politisch motivierten Abweichung von der normalen Politik erkannt wird. Der erste Faktor besteht darin, daß die Reaktionsfunktionen über den gesamten Zeitraum geschätzt werden, also auch die Politik in der Zeit vor den Wahlen in die Bestimmung der „normalen“ Politik eingeht. Hierdurch könnte das Reaktionsmuster der Notenbanken verzerrt dargestellt werden. Eine abschnittsweise Schätzung der Reaktionsfunktionen unter Ausschluß der fraglichen Perioden würde aber schätztechnische Probleme aufwerfen, so daß diese Gefahr einer Verzerrung hingegenommen wird. Das zweite Problem sind die Dummy-Variablen, die in die Gleichungen aufgenommen werden, um die Annahmen der Schätzmethode zu erfüllen. Liegen diese in dem Zeitraum vor Wahlen, ist es möglich, daß sie gerade deshalb gesetzt werden müssen, weil aus politischen Gründen von der Notenbank außergewöhnliche Maßnahmen ergriffen wurden. Eine Simulation ohne Berücksichtigung der Dummies ist aber nicht möglich, da für eine Simulation die gleichen Annahmen an das Modell erfüllt zu sein haben wie bei der Schätzung der Gleichung. Aus diesem Grunde ist getrennt zu untersuchen, ob bei Betrachtung der Dummies die Ergebnisse der Simulation zu modifizieren sind.

### (3) *Ergebnisse der Überprüfung*

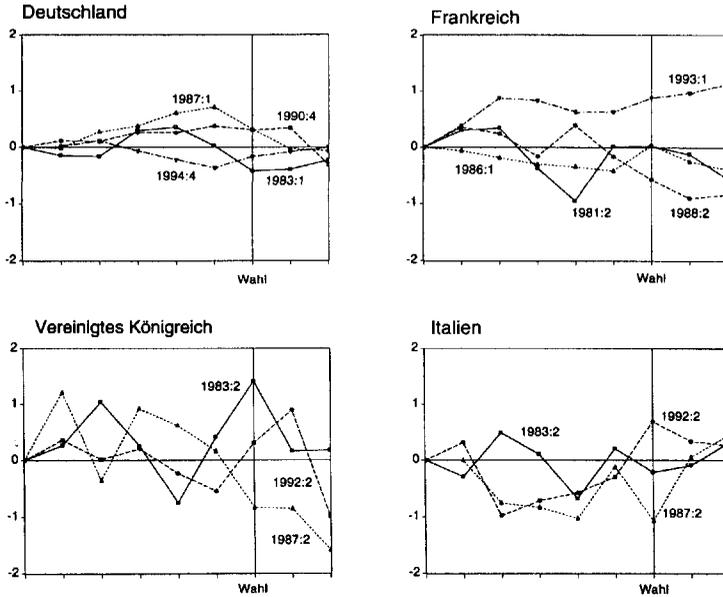
Schaubild 3 zeigt für die Länder jeweils die Differenz zwischen der tatsächlichen Entwicklung des Geldmarktzinses und den von der Gleichung prognostizierten Werten. Für Frankreich werden hierbei auch diejenigen Wahlen berücksichtigt, die bei der Überprüfung mittels Methoden der deskriptiven Statistik aussortiert wurden, weil zu dem Zeitpunkt der Wahl weniger als die Hälfte der alten Legislaturperiode vergangen war. Kurz vor diesen Wahlen fanden aber Präsidentschaftswahlen statt. So kann hier überprüft werden, ob diese einen

### Schaubild 3 — Verhalten der Zentralbanken in der Zeit vor Wahlen<sup>1</sup>



<sup>1</sup> Abgebildet ist jeweils die Differenz in Prozentpunkten zwischen der tatsächlichen Entwicklung des Geldmarktzinses und den Werten, die sich für die jeweilige Periode bei einer Ex-post-Prognose mit Hilfe der Reaktionsfunktionen ab fünf Quartale vor dem Wahltermin bis zwei Quartale danach ergeben.

**Schaubild 3 (Fortsetzung) — Verhalten der Zentralbanken in der Zeit vor Wahlen<sup>1</sup>**



<sup>1</sup> Abgebildet ist jeweils die Differenz in Prozentpunkten zwischen der tatsächlichen Entwicklung des Geldmarktzinses und den Werten, die sich für die jeweilige Periode bei einer Ex-post-Prognose mit Hilfe der Reaktionsfunktionen ab fünf Quartale vor dem Wahltermin bis zwei Quartale danach ergeben.

Einfluß auf die Geldpolitik hatten. Bei der Interpretation der Ergebnisse ist darauf zu achten, daß eine Entwicklung des Geldmarktzinses in der Zeit vor diesen Wahlen, der nicht mit der Theorie im Einklang steht, aus den erwähnten Gründen nicht Anlaß zur Verwerfung der These sein darf.

Deutliche Hinweise auf die Existenz eines politischen Konjunkturzyklus in der Geldpolitik finden sich für Italien und für Japan. In beiden Ländern ergibt sich für alle hier betrachteten Wahlen über den Zeitraum vor dem Wahltermin eine negative Differenz zwischen den tatsächlichen und den simulierten Werten. Die Aussage des Modells wird also bestätigt.

Ähnliches gilt für die Vereinigten Staaten. Dort haben zwar zum Zeitpunkt der Wahl die Zinsen in zwei der drei vollständigen Vorwahlperioden bereits wieder das normale Niveau erreicht bzw. sogar überschritten. Dies steht aber nicht unbedingt im Widerspruch zu den Aussagen des Modells, denn unter der Annahme eines Wirkungslags der Geldpolitik von mindestens zwei Quartalen hat die Politik in den letzten sechs Monaten vor der Wahl keine ökonomischen Auswirkungen mehr, die die Entscheidung beeinflussen können.

Gemischt ist die Evidenz für Frankreich und für Deutschland. Vor der französischen Präsidentschaftswahl im Frühjahr 1981 sinkt der Geldmarktzins deutlich unter sein normales Niveau. Ähnliches gilt - wenn auch in geringerem Maße, dafür über einen längeren Zeitraum - für die Parlamentswahlen 1986. Bei den beiden Wahlen Ende der achtziger Jahre und Anfang 1993 ist ein solches Phänomen nicht mehr zu beobachten. Zu erklären wäre dies damit, daß zu diesem Zeitpunkt die französische Notenbank bereits die Politik des „*franc forte*“ verfolgte, d.h. ihre Maßnahmen mehr an der Entwicklung des Wechselkurses zur D-Mark ausrichtete. Eine politisch motivierte vorübergehende Abweichung von diesem Kurs hätte große Schäden in bezug auf die Glaubwürdigkeit der Bemühungen der französischen Geldpolitik zur Fixierung dieses Wechselkurses und — dadurch begünstigt — der Senkung der Inflationsrate zur Folge gehabt.

Für Deutschland ist nur in der Zeit vor der Wahl im Dezember 1994 und — mit deutlichen Einschränkungen — in der Zeit vor der Wahl im März 1983 eine Bewegung des Geldmarktzins zu erkennen, die der Aussage des Modells entspricht. Auffällig ist der — verglichen mit der „normalen“ Bewegung — deutliche Rückgang des Zinses nach dem Regierungswechsel im Herbst 1982. Hierbei muß es sich aber nicht unbedingt um den Versuch einer Wahlkampfhilfe für die neue Regierung handeln, da — unter Einberechnung der normalen Wirkungsverzögerungen — bis zum Wahltermin keine realen ökonomischen Auswirkungen zu erwarten waren. Diese ungewöhnliche Lockerung der Geldpolitik kann ebenfalls eine Reaktion der Bundesbank auf den zu diesem Zeitpunkt bereits erfolgten bzw. zumindest erwarteten Kurswechsel in der deutschen Finanzpolitik hin zu einer stärkeren Konsolidierungsorientierung gewesen sein.<sup>67</sup> Dies ist in dem hier gewählten Ansatz der Reaktionsfunktion nicht berücksichtigt. Da in den Quartalen vor der Wahl im Dezember 1994 der Geldmarktzins nur geringfügig unter seinem „normalen“ Niveau verläuft, ist für Deutschland die These opportunistischer Zyklen in der Geldpolitik wohl zu verwerfen.

Keinerlei Anzeichen für einen politisch motivierten Zyklus in der Geldpolitik gibt es in Kanada und im Vereinigten Königreich, obwohl beide Zentralbanken zu der Gruppe der abhängigen Institutionen gezählt werden müssen. Besonders überraschend ist dieses Ergebnis für die britische Geldpolitik. Gerade in der aktuellen Diskussion wird vielfach vermutet, daß die seit Frühjahr 1995 getroffenen Entscheidungen zu einem Großteil durch die bevorstehende Wahl im Frühjahr 1997 beeinflußt werden.

Wie bereits erläutert, müssen diese Ergebnisse der Untersuchung daraufhin überprüft werden, ob sie durch die Verwendung der Dummies beeinflußt werden. Zu betrachten sind nur diejenigen Dummy-Variablen, die für Quartale gesetzt werden, die in dieser Untersuchung zu der „Zeit vor Wahlen“ gehören. Ist das Vorzeichen des Koeffizienten eines Dummies positiv, so bedeutet dies, daß der möglicherweise durch ihn verursachte Fehler in der Beurteilung der

---

<sup>67</sup> So hat sich in diesen Monaten die Beurteilung der deutschen Fiskalpolitik durch die Bundesbank merklich verändert. Während im Juni 1982 die Lage der öffentlichen Finanzen noch als sehr ernst beschrieben wird (Deutsche Bundesbank 1982a, S. 22–29), werden im Dezember des gleichen Jahres bereits durchgreifende Besserungen attestiert (Deutsche Bundesbank 1982b, S. 20–27).

Ergebnisse in die Richtung geht, daß fälschlicherweise auf die Existenz einer politisch motivierten Geldpolitik geschlossen wird, obwohl diese nicht vorhanden ist. Der entgegengesetzte Fall gilt für Dummy-Variablen, deren Koeffizienten ein negatives Vorzeichen haben.<sup>68</sup>

In der Reaktionsfunktion der Zentralbank der Vereinigten Staaten gibt es eine in diesem Zusammenhang zu betrachtende Dummy-Variable (1988:4). Deren Koeffizient hat ein negatives Vorzeichen, was die Evidenz für das Zutreffen der Aussagen des Modells verstärkt. In der zweiten Hälfte des Jahres 1988 und in der ersten Hälfte des darauffolgenden Jahres wurden die Geldmarktzinsen von der amerikanischen Zentralbank angesichts der positiven Produktionsentwicklung und der anziehenden Inflationsrate angehoben. Die Dummy-Variable mit einem negativen Vorzeichen steht in diesem Fall also nicht für eine außergewöhnliche Zinssenkung, sondern für eine in dieser Situation ungewöhnlich langsame Anhebung der Zinsen. Betrachtet man die monatliche Entwicklung der Federal Funds Rate, so zeigt sich, daß der zuvor zu beobachtende Anstieg in den Monaten Oktober und November abgebremsert wurde, bevor er im Dezember — nach der Wahl — wieder einsetzte. Dies deutet darauf hin, daß bei den Entscheidungen Rücksicht auf die anstehende Wahl genommen wurde, wenn auch vor der Wahl keine realwirtschaftlichen Folgen dieser Vorgehensweise mehr zu erwarten waren.

In Japan gibt es zwei Dummy-Variablen mit positiven Koeffizienten in den Perioden vor einer Wahl (1985:4 und 1986:3). Für diesen Wahlzyklus schwächt dies die Evidenz der gemachten Aussage ab. Da für die anderen drei Zyklen aber weiter das Ergebnis einer deutlichen Abweichung vom normalen Verlauf nach unten bestehen bleibt, muß das Gesamturteil für Japan wohl nicht revidiert werden.

---

<sup>68</sup> Eine Sonderstellung nehmen hierbei die Dummies ein, die für zwei Quartale gleichzeitig gesetzt werden und so konstruiert sind, daß sie für ein Quartal den Wert +1 und für ein Quartal den Wert -1 annehmen. Bei der anschließenden Diskussion werden diese Quartale getrennt voneinander betrachtet, wobei in dem Quartal, für das die -1 gesetzt wurde, das umgekehrte Vorzeichen berücksichtigt wird.

Ähnliches gilt für Italien. Hier wird für ein Quartal, das fünf Quartale vor der Wahl liegt (1986:1) eine Dummy-Variable gesetzt, die ein positives Vorzeichen hat. Dies schwächt für die betreffende Wahl die Evidenz ab.

In Frankreich fallen drei Dummy-Variablen in die Vorwahlzeit (1981:2, 1992:3, 1993:1), die alle ein positives Vorzeichen haben. Letztere beiden liegen im letzten Wahlzyklus, für den keine geldpolitische Unterstützung der Regierung festgestellt wurde. Hier wird also das vorherige Ergebnis noch einmal bekräftigt. Die erste Dummy-Variable wurde für ein Wahlquartal gesetzt, ändert also auch nicht grundlegend die Interpretation der Ergebnisse.

In Deutschland liegt ein Quartal (1989:4), für das eine Dummy-Variable gesetzt wurde, in der Zeit vor Wahlen. Der Koeffizient dieser Variable ist positiv, so daß dies die Evidenz für eine außergewöhnlich expansive deutsche Geldpolitik vor der Wahl im Dezember 1994 noch einmal verringert.

Auch in Kanada waren drei Dummies in den Perioden vor den Wahlen nötig, einer mit positivem Koeffizienten (1984:3), zwei mit negativem (1984:2 und 1987:4). Auch für dieses Land müssen die Aussagen wegen der Dummy-Variablen wohl nicht korrigiert werden. Im Vereinigten Königreich fällt keine der Dummy-Variablen in die fraglichen Perioden.

Als Ergebnis der Untersuchung mit Hilfe der Reaktionsfunktionen bleibt also festzuhalten, daß für einige Länder Hinweise bestehen, daß die Geldpolitik in der Zeit vor Wahlen expansiver ausgerichtet wird, um die Wahlchancen der amtierenden Regierung zu vergrößern. Dabei gibt es hauptsächlich in Ländern mit abhängigen Notenbanken eine Evidenz für die Existenz dieses Phänomens; aber auch in einem der hier betrachteten Staaten mit einer unabhängigen Notenbank (Vereinigte Staaten) können Belege für diese These gefunden werden.

Für die Tatsache, daß gerade in Italien und in Japan — und z.B. nicht in Kanada und im Vereinigten Königreich, wo die Notenbank ebenfalls abhängig von der Regierung ist —

Hinweise auf eine Manipulation der Geldpolitik aus wahltaktischen Gründen zu finden sind, kann aber auch auf eine andere Gemeinsamkeit der politischen Gegebenheiten in diesen beiden Ländern zurückzuführen sein. In beiden Ländern war jeweils eine Partei seit dem Ende des Zweiten Weltkriegs bis in die neunziger Jahre hinein ununterbrochen an der Regierung, entweder mit wechselnden Koalitionspartnern (die Christdemokraten in Italien) oder über einen großen Teil der Periode mit absoluter Mehrheit (die LDP in Japan). Durch diese lange Regierungszeit hatten diese Parteien offensichtlich einen großen Einfluß auf die Besetzung öffentlicher Posten. Ob dieser Einfluß durch eine formelle Unabhängigkeit der Notenbank gemindert oder sogar verhindert worden wäre, kann nicht untersucht werden, da ein Referenzmaßstab fehlt.

## **2. Tests auf die Existenz ideologisch motivierter Zyklen in der Geldpolitik**

Zur Überprüfung der Aussagen des Modells, das die Existenz ideologisch motivierter Zyklen in der Geldpolitik unterstellt, wird ähnlich vorgegangen wie bei der in Abschnitt III.1.a. dargestellten Untersuchung. Es wird überprüft, ob der Geldmarktzins während der Regierungszeiten „linker“ Regierungen durchschnittlich stärker abgesenkt bzw. weniger angehoben wurde als in den Amtsperioden „rechter“ Regierungen. Durchgeführt wird diese Untersuchung für einen großen Teil der in Tabelle 1 aufgeführten Länder. Einige aus dieser Gruppe können allerdings nicht berücksichtigt werden. Zum einen fallen Italien, Japan und die Schweiz aus der Untersuchungsgruppe heraus, da in diesen Ländern seit 1960 entweder immer die gleichen Parteien an der Regierung sind (Schweiz) oder zumindest bis Anfang der neunziger Jahre immer die gleichen Parteien (Italien: Christdemokraten, Japan: LDP) die bestimmende Kraft in der Regierung waren.

Einige Länder werden nicht berücksichtigt, weil in ihnen die Ausrichtung der Regierungen zu häufig wechselten und sich so eine deutliche Ausrichtung der Geldpolitik der einzelnen Koalitionen wohl kaum entwickeln konnte. Zu dieser Gruppe gehören Belgien, Finnland, Neuseeland, die Niederlande und Portugal.

Bei der Einteilung der Regierungen in „links“ und „rechts“ wird nach der Klassifizierung der Parteien in Lane et al. (1991) vorgegangen. Hierbei werden dort als konservativ, religiös ausgerichtet und agrarisch ausgerichtet bezeichnete Parteien als „rechts“ und die als ökologisch, sozialdemokratisch, sozialistisch und kommunistisch eingestuft politischen Gruppierungen als „links“ eingeordnet. Regierungen mit Beteiligung liberaler Parteien wurden nach den anderen diesen Koalitionen angehörenden Parteien eingeteilt. Perioden mit Koalitionen zwischen „linken“ und „rechten Parteien“ wurden bei der Untersuchung nicht berücksichtigt.

Die Resultate sind in Tabelle 11 aufgeführt. Es kann nur in vier der betrachteten Länder (Frankreich, Norwegen, Österreich und Spanien) ein Unterschied zwischen den Geldpolitiken der verschiedenen Regierungen festgestellt werden, der der Aussage des Modells entspricht. Drei dieser Länder haben eine abhängige, nur eines hat eine unabhängige Notenbank. Nur in einem dieser Länder ist der Unterschied signifikant, nämlich in Frankreich, das bis 1993 eine abhängige Notenbank hatte. In allen anderen Ländern erhält man — zum Teil deutlich — die gegenteilige Aussage, nämlich daß in den Amtszeiten „linker“ Regierungen die Zinsen im Durchschnitt angehoben wurden und sie in denjenigen der „rechten“ im Durchschnitt gesenkt bzw. in geringerem Ausmaß angehoben wurden. Hier scheint sich ein Umstand widerzuspiegeln, der die gerade aufgeführten Ergebnisse und auch die Resultate vieler Untersuchungen zur Existenz ideologisch motivierter Konjunkturzyklen in Frage stellt. Betrachtet man die Verteilung der Regierungszeiten „linker“ und „rechter“ Regierungen über den gesamten Untersuchungszeitraum, so stellt man fest, daß in den siebziger Jahren wesentlich häufiger „linke“ Parteien an der Regierung waren, während in den achtziger Jahren die Regierungen häufiger von konservativen Parteien dominiert wurden. Die siebziger Jahre waren — wie bereits erwähnt — in den Industrieländern von hohen Inflationsraten gekennzeichnet, worauf alle Notenbanken — wenn auch verspätet — mit deutlichen Zinserhöhungen reagieren mußten. In den achtziger Jahren gingen dagegen die Inflationsraten eher zurück. Die Tatsache, daß diese Bewegung in nahezu allen Ländern — unabhängig von der Aufeinanderfolge der politischen Ausrichtung der Regierungen — zu beobachten war,

**Tabelle 11 — Ergebnisse des Tests auf die Existenz ideologisch motivierter Zyklen in der Geldpolitik**

Land	Anzahl der berücksichtigten Regierungswechsel <sup>1</sup>	Durchschnittliche monatliche Veränderung des Zinses		Teststatistik <sup>2</sup>	Signifikanzniveau <sup>3</sup>	Status der Notenbanken <sup>4</sup>
		bei einer „linken“ Regierung <sup>1</sup>	bei einer „rechten“ Regierung <sup>1</sup>			
Australien	3	0,011	0,006			a
Dänemark	4	0,014	-0,02			u
Deutschland	2	0,005	-0,01			u
Frankreich	4	-0,04	0,017	1,501	0,066	a
Kanada	4	0,047	-0,06			a
Norwegen	6	-0,02	0,07	0,375	0,354	a
Österreich	2	0,0	0,019	0,39	0,348	u
Schweden	4	0,011	-0,03			a
Spanien	1	-0,06	0,046	0,111	0,456	a
Vereinigtes Königreich	2	0,066	-1,11			a
Vereinigte Staaten	5	0,123	-0,08			u

<sup>1</sup>Zuordnung der Parteien zu den politischen Richtungen siehe Text. — <sup>2</sup>Berechnet anhand von Gleichung [34]. —

<sup>3</sup> Irrtumswahrscheinlichkeit bei der Ablehnung der Nullhypothese, daß die durchschnittliche monatliche Veränderung des Geldmarktzinses in der Amtszeit einer „linken“ Regierung nicht niedriger als diejenige in derjenigen einer „rechten“ Regierung ist. — <sup>4</sup>a=abhängig, u=unabhängig.

spricht dagegen, diese allgemeine Entwicklung auf die unterschiedliche Zusammensetzung der Regierungen zurückzuführen.<sup>69</sup>

Eine Lösung dieses Problems könnte durch die Verwendung der Reaktionsfunktionen erreicht werden. In den sieben großen Industrieländern hat aber die politische Ausrichtung der Regierungen seit 1980 — dem Beginn des Schätzzeitraums der Gleichungen — nur relativ selten gewechselt.<sup>70</sup> Im Vereinigten Königreich fand sogar überhaupt kein Wechsel der die Regierung tragenden Partei statt. In Deutschland, Italien, Japan und den Vereinigten Staaten hat während des Schätzzeitraums nur einmal — und zwar jeweils kurz nach dem Beginn bzw. kurz vor Ende der Periode — die Ausrichtung der Regierung gewechselt. Während in den Vereinigten Staaten und in Deutschland zumindest ein eindeutiger Wechsel der Regierungspartei zu konstatieren ist, ist dies für Japan und für Italien nicht deutlich zu erkennen. Nur in Frankreich und in Kanada sind die Jahre des Schätzzeitraums einigermaßen gleichmäßig auf die Regierungen der beiden politischen Orientierungen verteilt.

So erscheint die Verwendung der Reaktionsfunktionen zur Überprüfung der These des Modells höchstens für vier Länder (Vereinigte Staaten, Kanada, Deutschland und Frankreich) als sinnvoll. Setzt man in die Reaktionsfunktionen der Notenbanken eine Dummy-Variable für die Quartale ein, in denen eine „linke“ Regierung an der Macht war, erhält man die Ergebnisse aus Tabelle 12. Der Koeffizient der Dummy-Variable hat in allen Fällen aus Sicht der Theorie das falsche — nämlich ein positives — Vorzeichen. Interessanterweise sind zwei dieser positiven Koeffizienten sogar signifikant. Zusammenfassend ist also festzustellen, daß in keinem der Länder die These der Existenz ideologisch motivierter Zyklen in der Geldpolitik bestätigt werden kann.

---

<sup>69</sup> Auch der Umstand, daß gerade in Frankreich die These des Modells signifikant belegt werden konnte, untermauert diese Aussage. Denn hier gab es entgegen dem beschriebenen allgemeinen Trend in den siebziger Jahren eine „rechte“ Regierung, während die Periode seit 1980 zu einem großen Teil von den Sozialisten geprägt wurde.

<sup>70</sup> Ein längerer Schätzzeitraum ist — wie in Abschnitt III.A.2. dargelegt — nicht möglich, da ansonsten die Annahme der Strukturkonstanz des Modells nicht mehr gewährleistet ist.

**Tabelle 12 — Ergebnisse der Schätzung des Koeffizienten einer Dummy-Variablen „Linke Regierung im Amt“ in den Reaktionsfunktionen der Zentralbanken der G7-Staaten**

Land	Koeffizient	Signifikanzniveau
Vereinigte Staaten	0,23	0,06
Japan <sup>1</sup>	—	—
Kanada	0,65	0,04
Deutschland	0,16	0,39
Frankreich	0,18	0,42
Vereinigtes Königreich <sup>1</sup>	—	—
Italien <sup>1</sup>	—	—

<sup>1</sup>Für Japan, das Vereinigte Königreich und Italien wurde diese Schätzung nicht durchgeführt, da in dem Stützzeitraum der Reaktionsfunktionen entweder überhaupt kein Wechsel der die Regierung stützenden Partei stattfand oder dieser keinen eindeutigen Wechsel der politischen Ausrichtung der Regierung darstellte.

#### IV. Zusammenfassung

In dieser Arbeit sollte untersucht werden, ob die von der Theorie beschriebenen Zyklen in der Geldpolitik in der Realität auftreten und ob die Installation einer unabhängigen Notenbank den Mißbrauch der Geldpolitik zur Beeinflussung von Wahlen bzw. ideologisch motivierte Schwankungen in der Geldpolitik und die daraus folgenden Wohlfahrtsverluste verhindern kann. Die Ergebnisse dieser Untersuchung sind nicht eindeutig. Die Berechnungen mit Methoden der deskriptiven Statistik kommen zu dem Ergebnis, daß es keinen erkennbaren Unterschied zwischen Ländern mit unabhängigen und denjenigen mit abhängigen Notenbanken in Hinblick auf die Häufigkeit des Auftretens opportunistischer Zyklen in der Geldpolitik gibt. Zu einem etwas anderen Ergebnis kommen die Untersuchungen mit Hilfe von Reaktionsfunktionen der Notenbanken der sieben großen Industrieländer. Hier deuten die Ergebnisse am deutlichsten in zwei Ländern mit abhängigen Notenbanken (Italien und Japan) auf die Existenz von solchen Zyklen hin. Aber zumindest in einem Land mit einer unabhängigen Zentralbank, in den Vereinigten Staaten, gibt es, wenn auch in abgeschwächter Form, ebenfalls Hinweise auf dieses Phänomen.

Bei den Untersuchungen mit relativ einfachen empirischen Methoden in Hinblick auf die ideologisch motivierten Zyklen konnte nur in einem Land Evidenz für deren Existenz gefunden werden. Dieses Ergebnis ist aber wahrscheinlich durch die Unterschiede der wirtschaftlichen Gegebenheiten zwischen den siebziger und den achtziger Jahren beeinflußt. Die Untersuchungen anhand der Reaktionsfunktionen der Zentralbanken der G7-Staaten ergaben ebenfalls keine Belege für die Aussagen der Theorie. Allerdings ist dieses Ergebnis nicht sehr aussagekräftig, da nur in zwei der betrachteten Länder Regierungen verschiedener politischer Orientierung über einen in etwa gleich langen Zeitraum im Amt waren.

**Appendix:****Appendix 1: Quellen der verwendeten Daten**

Geldmarktzins:	IMF (1996), Reihe 60b
Deflator des privaten Konsums:	OECD (1996b)
Reales Bruttoinlandsprodukt:	OECD (1996a)
Produktionspotential:	OECD (1995)
Wechselkurs der nationalen Währung zum US-Dollar:	IMF (1996), Reihe rf
Nominaler effektiver Wechselkurs der nationalen Währung:	IMF (1996), Reihe neu
Geldmenge M3 (für Deutschland):	Deutsche Bundesbank (1996c)

## **Appendix 2: Ergebnisse der Untersuchungen mit Methoden der deskriptiven Statistik bei einer anderen Abgrenzung der „Zeit vor Wahlen“**

In den Tabellen A1 bis A4 sind die Ergebnisse der Untersuchung dargestellt, wenn man als „Zeit vor Wahlen“ die zwölf Monate direkt vor dem Wahltermin definiert. Über die gesamte Periode (1960 bis 1995) finden sich nur für zwei Länder Hinweise auf politisch motivierte Zyklen in der Geldpolitik (Finnland und Österreich); dort ist die Abweichung auch signifikant. Beide Länder haben eine unabhängige Notenbank. Teilt man den Untersuchungszeitraum auf, ändert sich dieses Bild etwas. Für die Periode ab 1980 gibt es fünf Länder, für die die These der Nicht-Existenz dieser Zyklen mehr oder minder signifikant verworfen werden kann; drei von ihnen haben eine abhängige, zwei eine unabhängige Notenbank. Für den Zeitraum bis 1979 liegt die durchschnittliche monatliche Änderung des Geldmarktzinses in der Zeit vor Wahlen nur in zwei Ländern signifikant unter derjenigen in der restlichen Zeit. Beide Länder (Österreich und die Vereinigten Staaten) haben eine unabhängige Notenbank.

Zusammenfassend läßt sich also festhalten, daß auch bei dieser Abgrenzung der Zeit vor Wahlen die These, daß die Unabhängigkeit der Notenbank Zyklen in der Geldpolitik vor einer Wahl verhindert, nicht untermauert werden kann. Nach diesen Untersuchungsergebnissen tritt dieses Phänomen bei unabhängigen Notenbanken sogar häufiger auf.

**Tabelle A1 — Ergebnisse beim Test auf das Vorhandensein politisch motivierter Zyklen in der Geldpolitik über den gesamten Untersuchungszeitraum**

Land	Anzahl der berücksichtigten Wahlen <sup>1</sup>	Durchschnittliche monatliche Veränderung des Zinses		Teststatistik <sup>3</sup>	Signifikanzniveau <sup>4</sup>	Status der Notenbanken <sup>5</sup>
		in der Zeit vor Wahlen <sup>2</sup>	in der restlichen Zeit			
Australien	10	0,077	-0,03			a
Belgien	11	0,01	-0,01			a
Dänemark	8	-0,01	0,0	0,018	0,493	u
Deutschland	10	-0,03	0,013	0,508	0,306	u
Finnland	5	-0,22	-0,03	1,109	0,134	u
Frankreich	6	0,045	-0,02			a
Italien	7	0,065	0,014			a
Japan	11	-0,01	-0,04			a
Kanada	4	0,156	-0,06			a
Neuseeland	4	0,037	-0,06			a
Niederlande	8	-0,04	0,036	0,549	0,292	u
Norwegen	6	0,005	0,001			a
Österreich	7	-0,11	0,046	2,425	0,008	u
Portugal	4	0,093	0,0			a
Schweden	9	0,093	-0,03			a
Schweiz	6	0,03	-0,01			u
Spanien	5	-0,02	0,021	0,071	0,497	a
Vereinigtes Königreich	5	-0,06	0,005	0,396	0,346	a
Vereinigte Staaten	9	-0,02	0,012	0,357	0,361	u

<sup>1</sup>Vgl. Tabelle 1. — <sup>2</sup>Als „Zeit vor Wahlen“ gilt jeweils der Zeitraum zwischen 18 Monaten vor dem Wahlmonat bis 6 Monate vor dem Wahlmonat. — <sup>3</sup>Berechnet anhand von Gleichung (34). — <sup>4</sup>Irrtumswahrscheinlichkeit bei der Ablehnung der Nullhypothese, daß die durchschnittliche monatliche Veränderung des Geldmarktzinses in der Zeit vor Wahlen nicht niedriger als diejenige in der restlichen Zeit ist. — <sup>5</sup>a=abhängig, u=unabhängig.

**Tabelle A2 — Ergebnis beim Test auf das Vorhandensein politisch motivierter Zyklen in der Geldpolitik für den Zeitraum 1980–1995<sup>1</sup>**

Land	Anzahl der berücksichtigten Wahlen <sup>2</sup>	Durchschnittliche monatliche Veränderung des Zinses		Teststatistik <sup>4</sup>	Signifikanzniveau <sup>5</sup>	Status der Notenbanken <sup>6</sup>
		in der Zeit vor Wahlen <sup>3</sup>	in der restlichen Zeit			
Australien	5	0,04	-0,03			a
Belgien	5	0,043	-0,07			a
Dänemark	5	-0,21	0,024	0,873	0,191	u
Deutschland	5	0,006	0,0			u
Finnland	4	-0,03	-0,05			u
Frankreich	2	-0,01	-0,03			a
Italien	3	-0,07	0,007	1,348	0,089	a
Japan	4	-0,03	-0,08			a
Kanada	3	0,113	-0,08			a
Neuseeland	4	0,037	-0,13			a
Niederlande	4	-0,05	-0,06			u
Norwegen	4	-0,12	0,0	0,263	0,604	a
Österreich	4	-0,08	0,009	1,027	0,152	u
Portugal	4	0,093	0,0			a
Schweden	5	0,003	-0,01			a
Schweiz	4	0,008	0,008			u
Spanien	4	-0,21	0,081	0,624	0,266	a
Vereinigtes Königreich	3	-0,14	0,045	0,785	0,216	a
Vereinigte Staaten	4	-0,03	-0,05			u

<sup>1</sup>Dieser Zeitraum gilt nicht für Neuseeland und Portugal, da für diese Länder nicht alle Daten für diesen Zeitraum vorliegen. Die Untersuchung geht über den gleichen Zeitraum wie in Tabelle 2.— <sup>2</sup>Vgl. Tabelle 1.— <sup>3</sup>Als „Zeit vor den Wahlen“ gilt der Zeitraum zwischen 18 Monaten vor dem Wahlmonat bis 6 Monate vor dem Wahlmonat.— <sup>4</sup>Berechnet anhand von Gleichung (34).— <sup>5</sup>Irrtumswahrscheinlichkeit bei der Ablehnung der Nullhypothese, daß die durchschnittliche monatliche Veränderung des Geldmarktzinses in der Zeit vor Wahlen nicht niedriger als diejenige in der restlichen Zeit ist.— <sup>6</sup>a=abhängig, u=unabhängig.

**Tabelle A3 — Ergebnis beim Test auf das Vorhandensein politisch motivierter Zyklen in der Geldpolitik für den Zeitraum 1960–1979<sup>1</sup>**

Land	Anzahl der berücksichtigten Wahlen <sup>2</sup>	Durchschnittliche monatliche Veränderung des Zinses		Teststatistik <sup>4</sup>	Signifikanzniveau <sup>5</sup>	Status der Notenbanken <sup>6</sup>
		in der Zeit vor Wahlen <sup>3</sup>	in der restlichen Zeit			
Australien	5	0,125	-0,04			a
Belgien	6	-0,02	0,039	0,335	0,369	a
Deutschland	6	0,023	0,021			u
Frankreich	4	0,075	0,021			a
Italien	4	0,198	0,02			a
Japan	7	0,0	-0,01			a
Niederlande	4	-0,03	0,098	0,492	0,311	u
Österreich	3	-0,15	0,091	2,504	0,006	u
Schweden	4	0,204	-0,04			a
USA	6	-0,01	0,058	1,297	0,097	u

<sup>1</sup>Dieser Zeitraum ist der maximale Untersuchungszeitraum. Für jedes Land wurde mit dem Monat begonnen, ab dem die Daten zur Verfügung standen (vgl. Tabelle 1). — <sup>2</sup>Vgl. Tabelle 1. — <sup>3</sup>Als „Zeit vor den Wahlen“ gilt der Zeitraum zwischen 18 Monaten vor dem Wahlmonat bis 6 Monate vor dem Wahlmonat. — <sup>4</sup>Berechnet anhand von Gleichung (34). — <sup>5</sup>Irrtumswahrscheinlichkeit bei der Ablehnung der Nullhypothese, daß die durchschnittliche monatliche Veränderung des Geldmarktzinses in der Zeit vor Wahlen nicht niedriger als diejenige in der restlichen Zeit ist. — <sup>6</sup>a=abhängig, u=unabhängig.

**Tabelle A4 — Zusammenfassung der Ergebnisse beim Test auf politisch motivierte Zyklen in der Geldpolitik**

Land	Status der Notenbank <sup>1</sup>	Ergebnis <sup>2</sup> der Untersuchung für den Zeitraum <sup>3</sup>		
		1960-1979	1980-1995	1960-1995
Australien	a	nein	nein	nein
Belgien	a	nein	nein	nein
Dänemark	u	—	sig	nsig
Deutschland	u	nein	nein	nsig
Finnland	u	—	nein	sig
Frankreich	a	nein	nein	nein
Italien	a	nein	sig	nein
Japan	a	nein	nein	nein
Kanada	a	—	nein	nein
Neuseeland	a	—	nein	nein
Niederlande	u	nsig	nein	nsig
Norwegen	a	—	nsig	nein
Österreich	u	sig	sig	sig
Portugal	a	—	nein	nein
Schweden	a	nein	nein	nein
Schweiz	u	—	nein	nein
Spanien	a	—	nsig	nsig
Vereinigtes Königreich	a	—	nsig	nsig
Vereinigte Staaten	u	sig	nein	nsig
Umfang des Ländersamples		10	19	19
Anz. der Länder mit abh. Notenbank		6	12	12
Anz. der Länder mit unabh. Notenbank		4	7	7
Anz. der Länder mit abh. Notenbank und Ergebnis „sig“		0	1	0
Anz. der Länder mit unabh. Notenbank und Ergebnis „sig“		2	2	2

<sup>1</sup>a=abhängig, u=unabhängig. — <sup>2</sup>sig = These, daß die durchschnittliche monatliche Änderung des Geldmarktzinses in der Zeit vor Wahlen größer als oder gleich derjenigen in der restlichen Zeit ist ( $\bar{y} \geq \bar{x}$ ), auf einem Signifikanzniveau von mindestens 20 vH abgelehnt; nsig = ( $\bar{y} \geq \bar{x}$ ) nicht gegeben, aber Abweichung nicht signifikant; nein = ( $\bar{y} \geq \bar{x}$ ). — <sup>3</sup>Wenn die benötigten Daten nicht über den gesamten Untersuchungszeitraum verfügbar sind, verringert sich dieser auf die Periode, für die Daten verfügbar sind.

## Literaturverzeichnis

- Alesina, A. (1987). Macroeconomic Policy in a Two-Party System as a Repeated Game. *Quarterly Journal of Economics*, 102: 651-678.
- (1988), Macroeconomics and Politics, *NBER Macroeconomics Annual*, 3:
- , G.D. Cohen, N. Roubini (1992). Macroeconomic Policy and Elections in OECD Democracies. *Economics and Politics*, 5: 1-30..
- , N. Roubini (1992). Political Cycles in OECD Economies. *Review of Economic Studies*, 59: 663-688.
- Allen, S.D. (1986), The Federal Reserve and the Electoral Cycle", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.18, S. 88-94.
- , D.L. Mc Crickard (1991). The Influence of Elections on Federal Reserve Behavior, *Economics Letters*, Vol. 37, S. 51-55.
- Banerjee, A., J.J. Dolado, R. Mestre (1992). On Some Simple Tests for Cointegration: The Cost of Simplicity. *Discussion Paper of the Institute of Economics at Aarhus University*.
- Bera, A.K., C.M. Jarque (1981). An Efficient Large-Sample Test for Normality of Observations and Regression Residuals. *Working Paper Australian National University*, No. 40.
- Berger, H., U. Woitek (1995). Are there Political Business Cycles in Germany? , *Discussion Paper University of Munich* Nr. 95-06.
- Breusch, T.S. (1978). Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models. *Australian Economic Papers*, Vol. 17: 334-355.
- Chow, G.C. (1960). Tstest of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions. *Econometrica*, Vol. 28: 591-605.
- Deutsche Bundesbank (1982a). Monatsbericht Juni.
- (1982b). Monatsbericht Dezember.

- (1995). Die Geldpolitik der Bundesbank. Frankfurt am Main.
- (1996a). Monatsbericht Januar.
- (1996b). Monatsbericht Mai.
- (1996c). Saisonbereinigte Wirtschaftszahlen. Statistisches Beiheft zum Monatsbericht 4.
- Dickey, D.A., W.A. Fuller (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Roots. *Econometrica*, 49: 1057–1072.
- Emberton, P.C.L. (1994). Models of the electoral Business Cycle: A Critical Survey. *Working Paper, University of Melbourne*, December 1994.
- Engle, R.F., C.W.J. Granger (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55: 251–276.
- Gilbert, C.L. (1986). Professor Hendry's Econometric Methodology. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48: 283–307.
- Hansen, H., K. Juselius (1995). *Handbook Cats for Rats*. Evanston Illinois, USA.
- Hibbs, D.A. Jr. (1977). Political Parties and Macroeconomic Policy. *American Political Science Review*, 71: 1467–1487.
- International Monetary Fund (1996). *International Financial Statistics*. Washington D.C.
- Judge, G.G., W.E. Griffiths, R.C. Hill, H. Lüttkepohl, T.-C. Lee (1985). *The Theory and Practice of Econometrics*. Second Edition.
- Krämer, J.W. (1996). Zinsgewichtete versus herkömmliche Geldmengenaggregate — Theorie und empirische Evidenz für die Bundesrepublik Deutschland. *Kieler Studie* Nr. 274.
- Kremers, J.J.M., N.R. Ericsson, and J.J. Dolado (1992). The Power of Cointegration Tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54: 325–348
- Kydland, F.E., and E.C. Prescott (1977). Rules rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans. *Journal of Political Economy*, 85: 473–491.
- Lane, J.-E., D. Mc Kay, K. Newton (1991). *Political data Handbook OECD Countries*. New York.

- Lang, G., P. Welzel (1992). Budgetdefizite, Wahlzyklen und Geldpolitik: Empirische Ergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland 1962–1989. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 210: 73–85
- Lindbeck, A. (1976). Stabilization Policy in Open Economies with Endogenous Politicians. *American Economic Review Papers and Proceedings*: 1–19.
- Mc Kinnon, J.G. (1990). Critical Values for Cointegration Tests. *UCSD Economics Discussion Paper*: 90–4.
- Mc Rae, C.D. (1977). A Political Model of the Business Cycle. *Journal of Political Economy*, 85: 239–263.
- Nordhaus, W.D. (1975). The Political Business Cycle. *Review of Economic Studies*, 42: 169–190.
- Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) (1995). Economic Outlook. Dezember. Paris.
- (1996a). Main Economic Indicators. Paris.
- (1996b). Quarterly National Accounts. Paris.
- Persson, T., G. Tabellini (1990). Macroeconomic Policy, Credibility and Politics. *Harwood Academic Publishers*. Chur-London-Paris-New York.
- Rogoff, K. (1985). The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target. *The Quarterly Journal of Economics*, 100: 1169–1189.
- (1990). Equilibrium Political Budget Cycles. *American Economic Review*, 80: 21–36.
- , A. Sibert (1988). Elections and Macroeconomic Policy Cycles. *Review of Economic Studies*, 55: 1–16.
- Schlittgen, R. (1990). *Einführung in die Statistik*. München.
- Solveen, R. (1995). Zentralbankpolitik und Zentralbankautonomie — Spielt die Unabhängigkeit eine Rolle? *Kieler Arbeitspapier Nr. 710*.