

Solveen, Ralph

Working Paper — Digitized Version

Geldpolitik und Staatsverschuldung - welche Rolle spielt die Unabhängigkeit der Notenbank?

Kiel Working Paper, No. 750

Provided in Cooperation with:

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

Suggested Citation: Solveen, Ralph (1996) : Geldpolitik und Staatsverschuldung - welche Rolle spielt die Unabhängigkeit der Notenbank?, Kiel Working Paper, No. 750, Kiel Institute of World Economics (IfW), Kiel

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/47141>

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. 750 -

GELDPOLITIK UND STAATSVerschULDUNG —
WELCHE ROLLE SPIELT DIE UNABHÄNGIGKEIT DER NOTENBANK?

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. 750

GELDPOLITIK UND STAATSVerschULDUNG —
WELCHE ROLLE SPIELT DIE UNABHÄNGIGKEIT DER NOTENBANK?

von
Ralph Solveen

687292

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.

ABSTRACT

Two theoretical models are developed. Both describe the connection between public debt and inflation. In the first one, monetary policy inflates the economy to reduce the burden of existing debt. In the second one, the causality runs directly from the level of public debt to inflation via a change in the velocity of money. In both models the independence of the central bank influences the level of public debt, the elasticity of inflation with respect to the amount of public debt and the reaction of monetary policy to rising debt. In the next part of the paper it is tested for these theses. The results are rather mixed. There seems to be a correlation between the degree of independence of the central bank and the level of public debt. Furthermore weak evidence is found of the independence of the central bank influencing the relation between the level of debt and inflation. No evidence is found, however, that independent central banks react more restrictive to rising structural deficits than dependent ones.

JEL CLASSIFICATION: C22, E58.

Inhaltsverzeichnis

I. Das Problem	1
II. Der Einfluß der Unabhängigkeit der Notenbank auf den Zusammenhang zwischen Budgetdefizit und Inflationsrate und die Reaktion der Geldpolitik auf eine steigende Staatsverschuldung	2
1. Erhebung einer Inflationssteuer	5
2. Der direkte Zusammenhang zwischen Budgetdefizit und Inflationsrate	12
3. Zusammenfassung der Ergebnisse der beiden Modelle	16
III. Empirische Überprüfung der Thesen	18
1. Überprüfung des Zusammenhangs zwischen dem Grad der Unabhängigkeit der Zentralbank und der Höhe der Staatsschulden bzw. des gesamtstaatlichen Haushaltsdefizits	19
2. Beeinflußt die Unabhängigkeit der Zentralbank den Zusammenhang zwischen gesamtstaatlichem Schuldenstand bzw. Budgetdefizit und Inflation?	27
<i>a) Der Zusammenhang zwischen Verschuldung / Budgetdefizit und Inflationsrate</i>	28
<i>b) Die Reaktion der Zentralbanken auf die Veränderung von Budgetdefiziten</i>	35
IV. Das Ergebnis	59
V. Appendix	61

I. Das Problem

Im Frühjahr 1992 wurde von den Mitgliedstaaten der Europäischen Gemeinschaft der Vertrag von Maastricht unterzeichnet. In ihm wird unter anderem die Errichtung einer Europäischen Währungsunion (EWU) für die zweite Hälfte der neunziger Jahre vereinbart.¹ Vorherrschendes Thema in der öffentlichen Diskussion im Zusammenhang mit dieser geplanten Währungsunion sind die in dem Vertrag festgelegten Kriterien, die ein Land einhalten muß, um an diesem einheitlichen Währungsraum teilnehmen zu können. Besondere Aufmerksamkeit kam dabei zuletzt dem fiskalpolitischen Kriterium zu, da dieses 1995 von fast allen Staaten nicht erfüllt wurde.

Die Motivation dieses Kriteriums liegt in der Annahme, daß ein hohes Budgetdefizit bzw. ein hohes Niveau der Staatsschulden langfristig mit dem Ziel der Preisniveaustabilität in Konflikt geraten kann. Vielfach wird ein direkter Zusammenhang zwischen der Verschuldung des Staates und der Inflationsrate vermutet; es wird unterstellt, daß mit einem steigenden Schuldenstand der Druck auf die jeweilige Zentralbank zunimmt, durch eine laxere Geldpolitik die Finanzlage des Staates zu verbessern. Zur Vermeidung einer solchen Beeinträchtigung der Preisniveaustabilität in der EWU durch die Fiskalpolitik der einzelnen Mitgliedsstaaten fordert der Maastrichter Vertrag von den zukünftigen Teilnehmern die Vermeidung „übermäßiger öffentlicher Defizite“ vor und nach der Errichtung der Währungsunion (Artikel 104 c (1) und 109 e (4) des Maastrichter Vertrags).²

¹ In dem Vertrag ist als frühest möglicher Zeitpunkt für den Start dieser Währungsunion Anfang 1997 festgelegt. Inzwischen ist aber vereinbart worden, daß frühestens zu Beginn von 1999 ein einheitlicher Währungsraum geschaffen werden soll.

² In dem dem Vertrag beigefügten „Protokoll über das Verfahren bei einem übermäßigen Defizit“ sind als Grenzwerte für das gesamtstaatliche Budgetdefizit und den gesamtstaatlichen Schuldenstand jeweils der Betrag angegeben, der 3 vH bzw. 60 vH des nominalen Bruttoinlandsprodukts des jeweiligen Landes entspricht. In Artikel 104c(2) sind aber mehrere Ausnahmestimmungen niedergelegt, die eine weite Interpretation dieser Richtwerte erlauben.

Als eine weitere Absicherung gegen eine „Inflationsgemeinschaft“, wie sie vielfach befürchtet wird, räumt der Vertrag der zukünftigen Europäischen Zentralbank ein hohes Maß an Unabhängigkeit ein. Auch die nationalen Zentralbanken müssen nach Artikel 108 des Vertrages bis zum Zeitpunkt des Eintritts des jeweiligen Staates in die Währungsunion volle Autonomie erlangt haben. Die Unabhängigkeit soll den geldpolitischen Instanzen die Möglichkeit geben, das Ziel der Preisniveaustabilität erfolgreich gegen Einflüsse der Fiskalpolitik zu sichern.

Im folgenden sollen in Abschnitt II — nach einem Überblick über die theoretische Literatur bezüglich des Zusammenhangs zwischen Budgetdefizit und Staatsschulden auf der einen Seite und der Inflationsrate auf der anderen Seite — die Auswirkungen der Unabhängigkeit der Notenbank anhand von zwei einfachen Modellen dargestellt werden. Danach wird untersucht, ob es in der Vergangenheit tatsächlich einen Zusammenhang zwischen öffentlicher Verschuldung und der Inflationsrate bzw. einen Einfluß der Haushaltsdefizite auf die Geldpolitik gegeben hat. Zudem ist zu überprüfen, ob es Unterschiede gibt, die sich mit der Abhängigkeit bzw. der Unabhängigkeit der Notenbank erklären lassen. Diese empirischen Untersuchungen erfolgen in Abschnitt III. Den Abschluß bildet eine Zusammenfassung der Ergebnisse.

II. Der Einfluß der Unabhängigkeit der Notenbank auf den Zusammenhang zwischen Budgetdefizit und Inflationsrate und die Reaktion der Geldpolitik auf eine steigende Staatsverschuldung

In der Literatur gibt es zwei Gruppen von Theorien, die einen Zusammenhang zwischen der Höhe des Budgetdefizits und der Inflationsrate erklären.³ Die erste stellt einen direkten Zusammenhang zwischen Haushaltsfehlbetrag und Preisauftrieb her. Bei einem dieser Modelle wird davon ausgegangen, daß eine stärkere Beanspruchung des Kapitalmarkts durch den Staat

³ In den im folgenden beschriebenen Modellen werden nicht mehr als zwei Perioden betrachtet. Deshalb gibt es in ihnen keinen Unterschied zwischen dem Budgetdefizit in der ersten Periode und dem Niveau der Staatsverschuldung. Diese beiden Begriffe werden somit in diesem Abschnitt als Synonyme gebraucht. Die abgeleiteten Aussagen sollten für beide gelten.

zu einem Anziehen des Realzinses führt. Da hierdurch die Opportunitätskosten für das Halten von Geldbeständen zunehmen, erhöht sich die Umlaufgeschwindigkeit des Geldes, was — bei einer unveränderten realen Produktion in dieser Volkswirtschaft — nach der Quantitätsgleichung zu Inflation führt.⁴ In Abschnitt II.2 wird dieser Zusammenhang anhand eines kleinen Modells dargestellt, und es wird untersucht, welche Auswirkungen die Einrichtung einer unabhängigen Notenbank in dieser Situation hat.⁵

In den letzten Jahren wird der hier betrachtete Zusammenhang aber wesentlich häufiger über Modelle aus der Theorie der optimalen Besteuerung und der Theorie der politischen Ökonomie hergestellt. Den Ergebnissen von Ramsey (1927) folgend gilt, daß, um die Wohlfahrtsverluste einer Besteuerung zu minimieren, ein Gut umso stärker zu besteuern ist, desto unelastischer die Nachfrage nach ihm ist. Die Aussagen von Ramsey gelten für ein statisches Modell, in dem davon ausgegangen werden kann, daß alle Steuersätze zum gleichen Zeitpunkt gesetzt werden. Später wurden sie allerdings auch auf dynamische Modelle übertragen. In diesen werden — wie im Arrow-Debreu-Modell — Einheiten vom gleichen Gut, die zu unterschiedlichen Zeitpunkten verfügbar sind, als verschiedene Güter betrachtet. Das Ergebnis von Kydland und Prescott (1977) zeigt aber, daß eine solche Übertragung der Aussagen des Ramsey-Modells auf den dynamischen Fall problematisch ist, wenn sich die Restriktionen für die Politik der Regierung im Zeitablauf ändern. So kann es sein, daß eine Politik, die in Periode t für Periode $t+1$ als optimal angesehen wird, in Periode $t+1$ nicht mehr die beste Möglichkeit darstellt. Aus diesem Grunde wird sie nicht durchgeführt, die Ankündigung einer solchen Politik ist also nicht glaubhaft; sie wird als zeit-inkonsistent bezeichnet.⁶

⁴ Vergleiche zum Beispiel Protopapadakis und Siegel (1987).

⁵ Für einen Überblick über die anderen Theorien, die zu dieser Gruppe gehören, siehe zum Beispiel Velz (1988), S. 4-12. Die hier beschriebene Theorie sei als Repräsentant dieser Gruppe verstanden. In bezug auf den Zusammenhang zwischen staatlicher Verschuldung und Inflation und auf die Veränderung der Geldpolitik durch die Unabhängigkeit der Zentralbank ergibt sich in diesen Modellen das gleiche Ergebnis.

⁶ Der Ausdruck „Zeit-Inkonsistenz“ wurde zuerst von Strotz (1955-56) verwendet. Bei ihm ergibt sich aber das Problem daraus, daß sich im Zeitablauf die Präferenzen der Akteure ändern. Dies ist in den hier besprochenen Modellen nicht der Fall. Statt dessen ändern sich die Rahmenbedingungen im Zeitablauf, so daß andere Lösungen realisierbar werden.

Eines der sich aus diesem Umstand ergebenden Probleme ist das des „capital levy“. Steht eine Kopfsteuer nicht zur Verfügung, so ist es für die Regierung die optimale Politik, eine Substanzsteuer auf den bestehenden Kapitalstock zu erheben. Durch diese Maßnahme gibt es im Gegensatz zu einer Besteuerung des Arbeitseinsatzes keine Verzerrungen, da die Besitzer des Kapitals nicht mehr reagieren können. Bei einer solchen Politik antizipieren die Investoren aber diese Möglichkeit in der Zukunft, wodurch die Investitionen auf ein suboptimales Niveau sinken bzw. im Extremfall ganz ausbleiben.⁷

Ein ähnliches Problem ergibt sich bei der Existenz von Staatsschulden. Hat eine Regierung nominale Schuldtitel in Form von Bonds oder Geld ausgegeben, so besteht für sie in den folgenden Perioden der Anreiz, diese Schuldtitel durch Inflationierung zu entwerten. Diese ist also neben Steuern eine weitere mögliche Einnahmequelle des Fiskus. Je größer der Schuldenbestand, desto stärker sind die Anreize für eine solche Vorgehensweise. Wegen der sich hieraus ergebenden Nachteile für die Wirtschaftssubjekte führt auch dies zu Reaktionen; sie verringern ihren Bestand an Bonds und Geld unter das volkswirtschaftlich effiziente Maß.⁸

Ein Lösungsvorschlag für dieses Problem ist die Einrichtung einer unabhängigen Zentralbank, die der Inflationsvermeidung relativ zu den Wohlfahrtsverlusten durch eine verzerrende Besteuerung bzw. der Wohlfahrtsgewinne durch umfangreichere öffentliche Dienstleistungen ein größeres Gewicht zumißt. In Abschnitt II.1 wird dargestellt, wie sich die Unabhängigkeit der Notenbank in diesem Zusammenhang auswirkt.^{9,10}

⁷ Vergleiche zum Beispiel die Diskussion dieses Problems in Persson und Tabellini (1990).

⁸ Wichtige Arbeiten zu diesem Themenbereich sind u.a. Auernheimer (1974), Calvo (1978) und Lucas und Stockey (1983).

⁹ Eine ähnliche Lösung schlägt Rogers (1986) für die Lösung des „capital levy“-Problems vor. Sie zeigt, daß eine Regierung, die auch an der Verteilung des Wohlstands zwischen Arbeitern und Kapitalbesitzern interessiert ist, keine ausschließliche Kapitalbesteuerung vornimmt. Wie bei dem konservativen Zentralbanker bei Rogoff (1985) ist auch hier ex ante eine Person die optimale Besetzung des Entscheidungsträgers, die in ihren Präferenzen von denjenigen der Allgemeinheit abweicht. Andere Lösungen — wenn auch eher theoretischer Art — für die hier beschriebenen Probleme offerieren zum Beispiel Kotlikoff, Persson und Svensson (1988) mit einem Kontrakt zwischen aufeinanderfolgenden Generationen und Persson, Persson und Svensson (1987), die eine bestimmte Kombination von nominalen und indexierten Bonds der Regierung mit unterschiedlichen Laufzeiten vorschlagen.

1. Erhebung einer Inflationssteuer¹¹

Betrachtet wird ein Spiel über zwei Perioden mit zunächst zwei Akteuren, der Regierung und dem privaten Sektor. Die Regierung stellt in der ersten Periode öffentliche Dienstleistungen (g) bereit.¹² Zu deren Finanzierung steht ihr keine lump-sum-Steuer zur Verfügung. Statt dessen muß sie die nötigen Einnahmen durch Maßnahmen erzielen, die eine verzerrende Wirkung auf die wirtschaftliche Tätigkeit haben. Zum einen kann sie in beiden Perioden Steuern erheben (τ_1 und τ_2)¹³, zum anderen besteht für sie die Möglichkeit, in beiden Perioden die Geldmenge zu erhöhen, was zu einer Erhöhung des Preisniveaus führt. Die Inflationsraten in den beiden Perioden sind mit π_1 und π_2 bezeichnet.

Die Verzerrungen, die aus der Verwendung dieser Finanzierungsquellen resultieren, sollen in dem folgenden Modell nicht explizit hergeleitet werden. Die Verzerrung durch die Steuer läßt sich dadurch begründen, daß — wenn es sich hierbei zum Beispiel um eine Besteuerung des Arbeitseinkommens handelt — die Arbeits-Freizeit-Entscheidung der Individuen beeinträchtigt wird. Inflation bzw. eine höhere Inflationsrate führt dazu, daß die Individuen die Geldbestände, die sie halten, unter das effiziente Maß verringern. Im folgenden sollen die Effizienzverluste dieser Maßnahmen dadurch berücksichtigt werden, daß die Höhe der Steuer und der Inflationsrate in beiden Perioden negativ in die Zielfunktion der Regierung eingeht. Dies entspricht im Ergebnis einem Modell, in dem die Arbeits-Freizeit-Entscheidung der Individuen

¹⁰ Eine wichtige Arbeit in diesem Zusammenhang ist die von Sargent und Wallace (1981). Sie zeigen, daß unter den Annahmen, daß der Realzins höher ist als die Wachstumsrate der realen Wirtschaft und daß der Pfad der Defizite über den Zeitablauf fest vorgegeben ist, es auch bei einer restriktiven Geldpolitik zu einem bestimmten Zeitpunkt in der Zukunft oder sogar — wenn die spätere Inflation korrekt antizipiert wird — sofort zu Inflation kommen muß. Dies ist nur dadurch zu verhindern, daß die Geldpolitik vor der Fiskalpolitik, d.h. vor der Festlegung des Pfads der Defizite über die Zeit, sich eine feste Regel setzt und so die Fiskalpolitik diszipliniert, also zu niedrigeren Defiziten zwingt. Eine solche feste Regel kann aber nur von einer geldpolitischen Instanz durchgezogen werden, die unabhängig von den Entscheidungsträgern der Fiskalpolitik ist.

¹¹ Das folgende Modell baut auf den Grundideen eines in diesem Zusammenhang in der Literatur häufig verwendeten Modells auf, erweitert dieses aber um einige Aspekte. Vergleiche zum Beispiel Persson und Tabellini (1990, S. 99–174).

¹² Die Berücksichtigung von Staatsausgaben in der zweiten Periode würde an dem qualitativen Ergebnis des Modells nichts ändern.

¹³ Zum Beispiel eine Einkommenssteuer.

und der Nutzen aus der Haltung von Geld, den die Individuen haben, explizit modelliert werden und in dem in der Zielfunktion der Regierung das Nutzenniveau der Privaten und das Produktionsniveau berücksichtigt sind.

So ergibt sich folgende Zielfunktion der Regierung, in die neben der Höhe der Steuern und der Inflationsrate in den beiden Perioden positiv der Umfang an öffentlichen Dienstleistungen eingeht:

$$[1] \quad Z = \alpha \cdot g - \sum_{t=1}^2 \frac{1}{2} \cdot \beta \cdot \pi_t^2 - \sum_{t=1}^2 \frac{1}{2} \cdot \gamma \cdot \tau_t^2$$

Die Faktoren α, β und γ stehen für die Gewichtung der einzelnen Größen durch die Regierung. Für diese besteht die Möglichkeit, in der ersten Periode Schuldtitel (b) auszugeben, so daß die Finanzierung der Staatsausgaben über beide Perioden verteilt werden kann. Die nominale Verzinsung dieser Staatsschulden sei gleich den Inflationserwartungen des privaten Sektors, d.h. der ex-ante-Realzins ist gleich 0. Ex-post ergibt sich real eine Verzinsung, die der Differenz zwischen der erwarteten und der tatsächlichen Inflationsrate entspricht.

Zwischen der Erhöhung der Geldmenge (m) in einer Periode — sie kann von der Notenbank durch den Geldmarktzins gesteuert werden, wobei ein höherer Zins die Expansion der Geldmenge bremst — und der Inflationsrate in derselben Periode besteht ein linearer Zusammenhang:¹⁴

$$[2] \quad \pi_t = \mu \cdot m_t(r) \quad \text{für } t = 1, 2$$

Zur Vereinfachung der Analyse wird der Faktor μ im folgenden gleich 1 gesetzt. Damit ergibt sich für die Regierung in den beiden Perioden folgende Budgetrestriktionen:¹⁵

¹⁴ Es wird hier angenommen, daß eine Erhöhung der Geldmenge ohne Verzögerung einen Anstieg des Preisniveaus zur Folge hat.

¹⁵ In den Budgetbedingungen wurde aufgrund von Gleichung [2] m_t jeweils durch π_t ersetzt.

$$[3.1] \quad g = \tau_1 + \pi_1 + b \quad \text{für die 1. Periode}$$

$$[3.2] \quad b \cdot (1 + \pi_2' - \pi_2) = \tau_2 + \pi_2 \quad \text{für die 2. Periode}$$

Löst man nun die beiden Budgetrestriktionen nach den Steuern (τ_1 und τ_2) auf, ersetzt diese in der Zielfunktion der Regierung durch die resultierenden Ausdrücke und leitet die Funktion anschließend nach den verbliebenen vier Politikvariablen (π_1 , π_2 , g und b) ab, so erhält man folgende Bedingungen erster Ordnung:

$$[4.1] \quad \frac{\delta Z}{\delta \pi_1} = 0 \Rightarrow -\beta \cdot \pi_1 + \gamma \cdot (g - \pi_1 - b) = 0$$

$$[4.2] \quad \frac{\delta Z}{\delta \pi_2} = 0 \Rightarrow -\beta \cdot \pi_2 + \gamma \cdot (1 + b) \cdot [b \cdot (1 + \pi_2' - \pi_2) - \pi_2] = 0$$

$$[4.3] \quad \frac{\delta Z}{\delta g} = 0 \Rightarrow \alpha - \gamma \cdot (g - \pi_1 - b) = 0$$

$$[4.4] \quad \frac{\delta Z}{\delta b} = 0 \Rightarrow \gamma \cdot (g - \pi_1 - b) - \gamma \cdot (1 + \pi_2' - \pi_2) \cdot [b \cdot (1 + \pi_2' - \pi_2) - \pi_2] = 0$$

Da in diesem Modell keine Unsicherheit besteht, muß immer $\pi_2' = \pi_2$ gelten, d.h. die Inflationsrate wird von den Wirtschaftssubjekten immer korrekt antizipiert. Berücksichtigt man dies, und löst man jede der vier Gleichungen nach der jeweiligen Politikvariable auf, so erhält man:

$$[5.1] \quad \pi_1 = \frac{\gamma}{\beta + \gamma} \cdot (g - b)$$

$$[5.2] \quad \pi_2 = \frac{\gamma \cdot (1 + b) \cdot b}{\beta + \gamma \cdot (1 + b)}$$

$$[5.3] \quad g = \frac{\alpha}{\gamma} + \pi_1 + b$$

$$[5.4] \quad b = \frac{1}{2} \cdot (g - \pi_1 + \pi_2)$$

Löst man das aus den Gleichungen [5.1], [5.2], [5.3] und [5.4] bestehende System, so ergeben sich für die Politikvariablen folgende Ausdrücke:

$$[6.1] \quad \pi_1 = \frac{\alpha}{\beta}$$

$$[6.2] \quad \pi_2 = \frac{\alpha \cdot \gamma + \alpha^2}{\gamma \cdot (\beta - \alpha)}$$

$$[6.3] \quad g = \frac{\alpha}{\gamma} \cdot \left(\frac{\gamma}{\beta} + 2 + \frac{\alpha + \gamma}{\beta - \alpha} \right)$$

$$[6.4] \quad b = \frac{\alpha}{\gamma} \cdot \frac{\beta + \gamma}{\beta - \alpha}$$

Welche Aussagen ergeben sich nun aus diesem Modell? Gleichung [5.2] beschreibt den Zusammenhang zwischen der Höhe der Staatsschulden und der Inflationsrate in der zweiten Periode. Leitet man die rechte Seite dieser Gleichung nach dem Niveau der Staatsschulden b ab, so erhält man:

$$[7] \quad \frac{\delta \pi_2}{\delta b} = \frac{\gamma \cdot (1+b) \cdot (\beta + (1+b) \cdot \gamma) + b \cdot \gamma \cdot \beta}{(\beta + (1+b) \cdot \gamma)^2} > 0$$

Je höher der Schuldenstand zu Beginn einer Periode ist, desto höher ist die Inflationsrate im folgenden Zeitabschnitt. Die Begründung dieses Zusammenhangs ist relativ einfach. Beide in der zweiten Periode zur Verfügung stehenden Finanzierungsinstrumente (τ_2 und π_2) haben eine verzerrende und damit wohlfahrtsmindernde Wirkung, und zwar mit steigenden gesamtwirtschaftlichen Grenzkosten, da die Steuer und die Inflationsrate quadratisch in die Zielfunktion der Regierung eingehen. Folglich verteilt die Regierung die zusätzlich benötigten Mittel zur Begleichung des höheren Schuldenstands auf beide Finanzierungsarten, so daß sowohl die Steuer τ_2 als auch die Inflationsrate π_2 positiv mit der Höhe der Schulden korreliert sind. Außerdem wird mit einem zunehmenden Schuldenstand für die Regierung der Anreiz größer, einen Teil dieser Schulden durch Inflation zu entwerten. Dies gelingt in diesem Modell zwar im Endeffekt nicht, da der private Sektor vor dem Kauf der Schuldtitel die Höhe der

Inflationsrate korrekt antizipiert. Nach der Festlegung der Inflationserwartungen und nach der Ausgabe der Schuldtitel ist die Inflation aber eine nicht verzerrende Steuer auf das Vermögen, d.h. eine Art der „capital-levy“.

Was bewirkt nun in diesem Zusammenhang die Einführung einer unabhängigen Zentralbank? Diese sei — analog zu der Idee aus Rogoff (1985) — dadurch gekennzeichnet, daß sie der Vermeidung von Inflation relativ zu der Bereitstellung von öffentlichen Dienstleistungen und der Vermeidung von Verzerrungen durch eine Besteuerung eine höhere Priorität einräumt. In diesem Modell sei dies dadurch ausgedrückt, daß ihre Zielfunktion die gleiche Form wie die der Regierung hat; für den Faktor β , der Gewichtung der Inflationsrate in ihrer Zielfunktion, gelte aber:

$$[8] \quad \beta^{ZB} = \hat{\beta} > \beta = \beta^R$$

Wenn die Zentralbank bei ihrer Politik nur die Vermeidung von Inflation zum Ziel hat, geht in diesem Modell β^{ZB} gegen unendlich. Durch die Existenz einer unabhängigen Zentralbank gibt es in dem betrachteten Spiel nun drei Spieler. Das Ergebnis wird durch ein Nash-Gleichgewicht beschrieben.¹⁶ Die Reaktionen von Zentralbank und Regierung auf die Entscheidung der jeweiligen anderen Seite ergeben sich aus den Gleichungen [5.1] bis [5.4]. Der einzige Unterschied besteht darin, daß in Gleichung [5.1] und [5.2] nun statt der Gewichtung der Inflationsrate durch die Regierung (β) diejenige der Zentralbank ($\hat{\beta}$) steht. Setzt man [5.1] in Gleichung [5.2] ein und das Ergebnis hieraus wiederum in [5.1] und führt die gleichen Schritte für die Gleichungen [5.3] und [5.4] aus, so erhält man folgende Reaktionsfunktionen für die Zentralbank ([9.1] und [9.2]) und die Regierung ([9.3] und [9.4]):

$$[9.1] \quad \pi_1 = \frac{\gamma}{\hat{\beta} + \gamma} \cdot (g - b)$$

¹⁶ Auch bei dem zuvor betrachteten Ergebnis handelt es sich um ein Nash-Gleichgewicht in dem Spiel zwischen Regierung und privatem Sektor, wobei das Reaktionsmuster des letzteren Spielers sehr einfach ist: Er setzt nur $\pi_2' = E[\pi_2]$.

$$[9.2] \quad \pi_2 = \frac{\gamma \cdot (1+b) \cdot b}{\hat{\beta} + \gamma \cdot (1+b)}$$

$$[9.3] \quad g = \frac{\alpha}{\gamma} + \frac{1}{2} \cdot \pi_1 + \frac{1}{2} \cdot \pi_2$$

$$[9.4] \quad b = \frac{\alpha}{\gamma} + \pi_2$$

Der Faktor β ist in den Reaktionsfunktionen der Regierung nicht enthalten. Deshalb gelten für die vier Politikvariablen im Nash-Gleichgewicht die gleichen Ergebnisse wie in den Ausdrücken [6.1] bis [6.4], wiederum mit dem einen Unterschied, daß nun β durch $\hat{\beta}$ ersetzt werden muß. Die Terme lauten nun:

$$[10.1] \quad \pi_1 = \frac{\alpha}{\hat{\beta}}$$

$$[10.2] \quad \pi_2 = \frac{\alpha \cdot \gamma + \alpha^2}{\gamma \cdot (\hat{\beta} - \alpha)}$$

$$[10.3] \quad g = \frac{\alpha}{\gamma} \cdot \left(\frac{\gamma}{\hat{\beta}} + 2 + \frac{\alpha + \gamma}{\hat{\beta} - \alpha} \right)$$

$$[10.4] \quad b = \frac{\alpha}{\gamma} \cdot \frac{\hat{\beta} + \gamma}{\hat{\beta} - \alpha}$$

Für alle vier Variablen gilt, daß ihr Wert bei einer unabhängigen Notenbank niedriger ist als in dem Fall, in dem die Regierung die Geldpolitik kontrolliert. Bei den Inflationsraten und den Staatsausgaben ist dies offensichtlich, da in diesen Ausdrücken $\hat{\beta}$ nur im Nenner steht. Aber auch für die Höhe der Schulden trifft dies zu.¹⁷ Daraus ergibt sich die erste Aussage, die im folgenden empirisch untersucht werden soll. Die Installation einer unabhängigen Zentralbank, die annahmegemäß ein größeres Gewicht auf die Vermeidung von Inflation legt als die Regierung, hat ein geringeres Niveau der Schulden der öffentlichen Hand zur Folge. Der

¹⁷ Da $\frac{\delta b}{\delta \hat{\beta}} = -\frac{\alpha}{\gamma} \cdot \frac{\alpha + \gamma}{(\hat{\beta} - \alpha)^2} < 0$

Grund hierfür liegt darin, daß in diesem Fall Schulden aus der Sicht der Regierung teurer sind, da zu ihrer Rückzahlung höhere gesamtwirtschaftliche Kosten in Form der von den Steuern verursachten Verzerrungen in Kauf genommen werden müssen, um den Verpflichtungen nachzukommen.¹⁸

Die Unabhängigkeit der Zentralbank und die damit verbundene höhere Gewichtung der Inflationsvermeidung haben auch eine Auswirkung auf den Zusammenhang zwischen Schuldenstand und der Inflationsrate in Periode 2. Leitet man den Ausdruck für das Niveau der Staatsschulden aus Gleichung [7] nach β ab, so erhält man:

$$[11] \quad \frac{\delta^2 \pi_2}{\delta b \delta \beta} = \frac{-\gamma \cdot (\beta + (1+b) \cdot \gamma) - 2 \cdot b \cdot \gamma \cdot \beta}{(\beta + (1+b) \cdot \gamma)^3} < 0$$

Je höher die Gewichtung der Inflationsrate in der Zielfunktion der geldpolitischen Entscheidungsinstanz ist, desto weniger reagiert die Inflationsrate in der zweiten Periode auf eine höhere Verschuldung. Die unabhängige Notenbank mißt der Verzerrung durch eine Steuer relativ ein geringeres Gewicht zu, weshalb sie nur einen kleineren Teil der zusätzlichen Schulden durch Inflation finanzieren will. Betrachtet man Gleichung [7], so sieht man, daß für ein zunehmendes β die Ableitung der Inflationsrate in der zweiten Periode nach dem Schuldenstand gegen Null geht,¹⁹ d.h. eine nur auf Inflationsvermeidung ausgerichtete Notenbank wird auf eine höhere Verschuldung überhaupt nicht mit einer expansiveren Geldpolitik reagieren.

Was bedeutet dies für den Zusammenhang zwischen Geldmarktzins und Schuldenstand bzw. Budgetdefizit? Aufgrund des negativen Zusammenhangs zwischen dem Zins und der Geldmengenexpansion und des in Gleichung [2] beschriebenen Zusammenhangs zwischen Geldmengenexpansion und Inflationsrate läßt sich dies relativ leicht beantworten. Je höher die Verschuldung ist, desto niedriger wird der Zins gesetzt, um so die Inflationsrate zu erhöhen.

¹⁸ Eine analoge Begründung gilt auch für die Verringerung der Staatsausgaben.

¹⁹ In Gleichung [7] steht β im Nenner in quadrierter Form und im Zähler nur in linearer Form. Dies bedeutet, daß für β gegen unendlich dieser Ausdruck gegen Null geht.

Eine unabhängige Notenbank wird diese Akkommodierung in geringerem Umfang betreiben als eine abhängige Institution, d.h. sie wird den Zins bei einer bestimmten Erhöhung der Verschuldung weniger senken.²⁰

2. Der direkte Zusammenhang zwischen Budgetdefizit und Inflationsrate

Es ist noch ein weiterer Zusammenhang zwischen dem Niveau des Schuldenstands der öffentlichen Hand und der Inflationsrate und damit der Politik der Notenbank möglich. Eine größere Nachfrage des Staates nach Kapital führt zu einem Anstieg des Kapitalmarktzins. Der private Sektor dürfte hierauf mit einer Verringerung seiner Kassenhaltung reagieren, wodurch sich die Umlaufgeschwindigkeit des Geldes zunimmt. Bei gegebener realer Produktion und unverändertem Geldmengenbestand führt dies nach der Quantitätsgleichung zu einer höheren Inflationsrate.

Wie unterscheidet sich die Reaktion einer unabhängigen Zentralbank auf diese Wirkungskette von der einer abhängigen Zentralbank? Dies soll im folgenden an einem einfachen Modell untersucht werden.²¹ Betrachtet wird eine Ökonomie, in der der Produktionsanstieg (x) durch eine überraschende Inflationierung (π) erhöht werden kann. Zusätzlich hänge das Expansionstempo negativ von dem Notenbankzins (r) ab:

$$[12] \quad x = \bar{x} + \lambda \cdot (\pi - \pi^e) - \delta \cdot r$$

Die Höhe der Inflationsrate wird durch die Quantitätsgleichung bestimmt, d.h. sie hängt von den Veränderungen der Geldmenge (m), der Umlaufgeschwindigkeit (v) und der Produktion ab:

²⁰ Dies folgt aus:

$$\frac{\delta^2 r}{\delta b \delta \beta} = \frac{\mu \cdot \frac{\delta m}{\delta r} \cdot \frac{\delta^2 \pi}{\delta b \delta \beta}}{\left(\mu \cdot \frac{\delta m}{\delta r} \right)^2} = \frac{\delta^2 \pi}{\delta b \delta \beta} > 0, \text{ da } \frac{\delta m}{\delta r} < 0 \text{ und } \frac{\delta^2 \pi}{\delta b \delta \beta} < 0.$$

²¹ Die Grundidee des folgenden Modells beruht auf den kurzen verbalen Ausführungen in Protopapadakis und Siegel (1987, S. 36).

$$[13] \quad \pi = m + v - x$$

Die Geldmengenerweiterung kann von der Notenbank durch den Geldmarktzins gesteuert werden:

$$[14] \quad m = \bar{m} - \gamma \cdot r$$

Der Kapitalmarktzins (i) hängt positiv von der Höhe der Kapitalnachfrage des Staates (b) ab:²²

$$[15] \quad i = \bar{i} + \alpha \cdot b$$

Schließlich nimmt die Umlaufgeschwindigkeit des Geldes bei einem höheren Kapitalmarktzins schneller zu:

$$[16] \quad v = \mu \cdot i$$

Es ist leicht ersichtlich, daß aufgrund von Gleichung [15] mit höherer Staatsverschuldung der Kapitalmarktzins ansteigt, dies eine Erhöhung der Umlaufgeschwindigkeit zur Folge hat (Gleichung [16]) und sich schließlich infolge des von Gleichung [13] beschriebenen Zusammenhangs der Preisauftrieb verstärkt.

Wie reagiert nun die Regierung auf diese Wirkungskette?²³ Sie ist an einem möglichst hohen Produktionsanstieg und einer niedrigen Inflationsrate interessiert. Dies wird dadurch

²² Im folgenden sei zur Vereinfachung \bar{i} gleich null gesetzt.

²³ Die Höhe der Verschuldung ist in diesem Modell exogen gegeben. Durch eine endogene Bestimmung würde die qualitative Aussage des Modells nicht beeinflusst; der einzige Unterschied läge darin, daß die Regierung bei der Festsetzung der Höhe der Verschuldung diesen Zusammenhang berücksichtigen würde und so das Defizit niedriger wäre. An dem Zusammenhang zwischen dem Niveau des Budgetdefizits und der Inflationsrate bzw. dem Geldmarktzins, der hier interessiert, würde sich aber nichts ändern.

repräsentiert, daß sie bei ihrer Entscheidung über das Niveau des Geldmarktzins folgende Verlustfunktion minimiert:²⁴

$$[17] \quad Z = \frac{1}{2} \cdot (x - \bar{x})^2 + \frac{1}{2} \cdot \beta \cdot \pi^2$$

Setzt man die Gleichungen [12] bis [15] in Gleichung [17] ein und leitet den daraus resultierenden Ausdruck nach dem Geldmarktzins r ab, so erhält man:

$$[18] \Rightarrow \frac{\delta Z}{\delta r} = 0$$

$$\left(\frac{\lambda \cdot \gamma}{1 + \lambda} + \frac{\delta}{1 + \lambda} \right) \cdot \left(\frac{\lambda \cdot \gamma}{1 + \lambda} \cdot (r - r^e) + \frac{\lambda \cdot \delta}{1 + \lambda} \cdot r^e + \frac{\delta}{1 + \lambda} \cdot r \right) + \beta \cdot \left(\frac{\lambda \cdot \gamma}{1 + \lambda} - \gamma + \frac{\delta}{1 + \lambda} \right) \cdot \left(\bar{m} + \mu \cdot \alpha \cdot b - \bar{x} - \gamma \cdot r + \frac{\lambda \cdot \gamma}{1 + \lambda} \cdot (r - r^e) + \frac{\lambda \cdot \delta}{1 + \lambda} \cdot r^e + \frac{\delta}{1 + \lambda} \cdot r \right) = 0$$

Da in diesem Modell keine Unsicherheit herrscht, wird der Geldmarktzins von den Individuen korrekt antizipiert. Somit gilt immer $r^e = r$. Berücksichtigt man dies, und löst man Gleichung [18] nach dem Zins r auf, so erhält man:

$$[19] \quad r = \frac{\beta \cdot (\gamma - \delta)}{(\lambda \cdot \gamma + \delta) \cdot \delta + \beta \cdot (\gamma - \delta)^2} \cdot (\bar{m} + \mu \cdot \alpha \cdot b - \bar{x})$$

In diesem Modell reagiert die Regierung auf ein zunehmendes Staatsdefizit mit einem Erhöhung des Zinses. Setzt man Gleichung [19] in die Gleichungen für den Produktionsanstieg und die Inflationsrate ein, so erhält man:

$$[20] \quad x = \bar{x} - \frac{\beta \cdot (\gamma - \delta) \cdot \delta}{(\lambda \cdot \gamma + \delta) \cdot \delta + \beta \cdot (\gamma - \delta)^2} \cdot (\bar{m} + \mu \cdot \alpha \cdot b - \bar{x})$$

²⁴ Aufgrund von Gleichung [12] muß x , solange der Geldmarktzins positiv ist, immer kleiner als \bar{x} sein, so daß mit steigendem x der erste Term auf der rechten Seite des Gleichheitszeichens in Gleichung [17] kleiner wird, also der „Verlust“ der Regierung verringert wird.

$$[21] \quad \pi = \frac{(\lambda \cdot \gamma + \delta) \cdot \delta}{(\lambda \cdot \gamma + \delta) \cdot \delta + \beta \cdot (\gamma - \delta)^2} \cdot (\bar{m} + \mu \cdot \alpha \cdot b - \bar{x})$$

Die durch die größere Verschuldung entstehenden höheren gesamtwirtschaftlichen Kosten, wie sie von der Zielfunktion der Regierung gemessen werden, werden — in einer bestimmten Gewichtung — auf eine Verringerung der Produktionszunahme und eine Verstärkung des Preisauftriebs verteilt. Auch in diesem Modell ergibt sich — wie in dem Modell im vorhergehenden Abschnitt — ein positiver Zusammenhang zwischen Schuldenhöhe und Inflationsrate.²⁵

Wie unterscheidet sich nun die Reaktion einer unabhängigen Notenbank von der einer abhängigen, wenn die unabhängige Institution wie zuvor dadurch gekennzeichnet ist, daß sie ein größeres Gewicht auf die Vermeidung von Inflation legt, d.h. β in ihrer Zielfunktion einen größeren Wert annimmt als in derjenigen der Regierung? Zum einen verringert sich die Inflationsrate und das Expansionstempo der Wirtschaft. Zum anderen verändert sich aber auch der Zusammenhang zwischen Geldmarktzins und Inflationsrate auf der einen Seite und der Höhe der Verschuldung auf der anderen Seite. Leitet man die Ausdrücke für den Geldmarktzins und für die Inflationsrate nach dem Schuldenstand und der Gewichtung der Inflation in der Zielfunktion (β) ab, so stellt man fest, daß der erste Ausdruck positiv²⁶ und der zweite negativ ist:

$$[22] \quad \frac{\delta^2 r}{\delta b \delta \beta} = \mu \cdot \alpha \cdot \frac{(\lambda \cdot \gamma + \delta) \cdot \delta \cdot (\gamma - \delta)}{((\lambda \cdot \gamma + \delta) \cdot \delta + \beta \cdot (\gamma - \delta)^2)^2} > 0$$

$$[23] \quad \frac{\delta^2 \pi}{\delta b \delta \beta} = -\mu \cdot \alpha \cdot \frac{(\lambda \cdot \gamma + \delta) \cdot \delta \cdot (\gamma - \delta)^2}{((\lambda \cdot \gamma + \delta) \cdot \delta + \beta \cdot (\gamma - \delta)^2)^2} < 0$$

²⁵ Da $\frac{\delta \pi}{\delta b} = \frac{(\lambda \cdot \gamma + \delta) \cdot \delta}{(\lambda \cdot \gamma + \delta) \cdot \delta + \beta \cdot (\gamma - \delta)^2} \cdot \mu \cdot \alpha > 0$.

²⁶ Dies gilt nur, wenn $\gamma > \delta$ ist, d.h. wenn die Geldmengenexpansion stärker auf eine Veränderung des Geldmarktzins reagiert als der Produktionsanstieg. Diese sinnvoll erscheinende Annahme sei jetzt und im folgenden getroffen.

Dies bedeutet, daß eine unabhängige Zentralbank nach einer Erhöhung des Defizits den Geldmarktzins deutlicher anhebt und so die Inflation stärker abbremst als eine abhängige Notenbank bzw. die Regierung.

3. Zusammenfassung der Ergebnisse der beiden Modelle

Die beiden Modelle kommen in Hinblick auf die im folgenden interessierenden Zusammenhänge zwischen den Größen Staatsdefizit bzw. Staatsverschuldung und Inflationsrate und dem Instrument der Geldpolitik, dem Geldmarktzins, zum Teil zu übereinstimmenden, zum Teil aber auch zu unterschiedlichen Aussagen.

Im ersten Modell wird gezeigt, daß der Schuldenstand in einem Land mit einer unabhängigen Notenbank niedriger ist als in einem Land, in dem die Regierung die Geldpolitik kontrolliert. Zu einem ähnlichen Ergebnis käme man in dem zweiten dargestellten Modell, wenn man die Höhe des Schuldenstands endogenisieren würde. Der Grund für diesen Zusammenhang wäre ähnlich dem im ersten Modell. Auch hier werden Schulden durch die Unabhängigkeit der Zentralbank teurer. Im ersten Modell liegt dies daran, daß ein Finanzierungsinstrument — die Inflationssteuer — in geringerem Umfang zur Verfügung stand. Im zweiten Modell wird der Trade-off zwischen Schuldenstand und Produktionsanstieg aufgrund der heftigeren Reaktion der Notenbank gravierender. Beide Modelle stimmen auch darin überein, daß der Zusammenhang zwischen Schulden und Inflationsrate positiv ist, und die Unabhängigkeit der Zentralbank führt in beiden Fällen dazu, daß die Inflationsrate sich in geringerem Maße nach einem Anstieg des Fehlbetrags erhöht.

Der Unterschied zwischen den Aussagen der Modelle liegt in der Reaktion des Geldmarktzinses auf eine Erhöhung der Schulden der öffentlichen Hand. In dem ersten Modell werden die Zinsen in dieser Situation gesenkt, im zweiten erhöht. In der Realität dürften die beiden von den Modellen einzeln beschriebenen Effekte simultan wirken. Das Vorzeichen eines eventuell bestehenden Zusammenhangs zwischen Budgetdefizit und dem Geldmarktzins hängt folglich davon ab, welcher der beiden dominiert. In einem stimmen die beiden Modelle aber in Hinblick auf das Verhalten der Geldmarktzinsen überein, und diese These wird im folgenden zu

überprüfen sein: Die Koeffizienten des Budgetdefizits in der Reaktionsfunktion einer unabhängigen Notenbank müßten der Theorie entsprechend größer sein als diejenigen bei einer abhängigen Institution.

Aus den hier betrachteten Modellen kann nicht abgeleitet werden, daß die Einrichtung einer unabhängigen Zentralbank zu einer Wohlfahrtserhöhung in der entsprechenden Volkswirtschaft führt. In dieser Hinsicht weicht dieses Argument also von den anderen für eine unabhängige Zentralbank — der Minderung des Inflationsbias infolge von Zeitinkonsistenzproblemen und der Verhinderung von politischen Konjunkturzyklen in der Geldpolitik (vergleiche zum Beispiel Solveen (1995,1996)) — ab. Betrachtet man nur die Modelle, so verschlechtert sich sogar die Situation aus Sicht der Gesellschaft (hier repräsentiert durch die Zielfunktion der Regierung). Nordhaus (1994) zeigt in seinem Modell auf, daß eine fehlende Koordination zwischen Geld- und Fiskalpolitik zu einem eindeutig schlechteren Ergebnis führt als eine kooperative Lösung, d.h. wenn beide Entscheidungen von einem Gremium getroffen werden. Auch in dem Modell von Alesina und Tabellini (1987) ist nicht sicher, daß eine Trennung von Geld- und Fiskalpolitik eine wohlfahrtssteigernde Wirkung hat. Die Begründung für die Vorteilhaftigkeit einer solchen Regelung muß also außerhalb der Modelle gesucht werden. Eine Begründung könnte zum Beispiel sein, daß ein großer öffentlicher Sektor als schädlich für die effiziente Verwendung der Ressourcen einer Ökonomie angesehen wird, wodurch die Einschränkung des Umfangs an öffentlichen Dienstleistungen, wie sie im Modell in Abschnitt II.1 durch eine unabhängige Zentralbank erfolgt, wohlfahrtssteigernd wirkt.

III. Empirische Überprüfung der Thesen

In der Literatur finden sich zahlreiche Arbeiten, in denen mit verschiedenen Methoden auf den Zusammenhang zwischen öffentlicher Verschuldung und Inflation bzw. Geldmengenwachstum getestet wird.²⁷ Dabei ist die empirische Evidenz sowohl in bezug auf diesen Zusammenhang als auch in Hinsicht auf die Frage, ob es einen Zusammenhang zwischen der institutionellen Gestaltung der Notenbank und der Höhe des Defizits gibt, nicht eindeutig.

King und Plosser (1985) testen anhand von multivariaten Regressionsanalysen sowohl auf einen kurzfristigen als auch auf einen längerfristigen Zusammenhang zwischen der Höhe des Staatsdefizits und dem Umfang der Seignorage. Für die Vereinigten Staaten finden sie keine Hinweise auf eine solche Beziehung. Auch für andere Länder ist die Evidenz sehr gering. Protopapadakis und Siegel (1987) untersuchen den Zusammenhang zwischen dem Umfang der Staatsverschuldung und der Inflation zum einen ebenfalls anhand von multivariaten Regressionstests, zum anderen mit Hilfe der Berechnung von Rangkorrelationskoeffizienten. Sie finden nur Hinweise auf eine langfristige Beziehung, für die ihrer Meinung nach andere Ursachen ausschlaggebend sind. Folglich verwerfen sie die These eines kausalen Zusammenhangs. Hafer und Hein (1988) verwenden Granger-Kausalitätstests. Sie erhalten zwar Hinweise dafür, daß es eine Kausalitätsbeziehung von dem Marktwert der ausstehenden Schulden auf die Höhe der Inflation gibt. Die Verwendung des Par-Wertes der Schulden und das Hinzufügen der langfristigen Zinsen hat allerdings ein Verschwinden dieser Kausalitätsbeziehung zur Folge. Dies deutet nach Meinung der Autoren darauf hin, daß jener Zusammenhang in den Veränderungen der Zinsen aufgrund variierender Inflationserwartungen und den dadurch induzierten Schwankungen des Marktwertes der Schulden begründet ist. Grier und Neimann (1987) stellen anhand einfacher Regressionsrechnungen fest, daß nur Änderungen des strukturellen Defizits und nicht konjunkturell bedingte Schwankungen des Haushaltsfehlbetrages Einfluß auf das Geldmengenwachstum haben. Zu dem gleichen Ergebnis kommt Velz (1988) bei der Schätzung einer Reaktionsfunktion der amerikanischen Notenbank.

²⁷ Für einen weiteren, umfangreicheren Literaturüberblick siehe zum Beispiel De Haan und Sturm (1992) und Grier und Neimann (1987).

Nur das strukturelle Defizit hat einen signifikanten, positiven Einfluß auf das in diesem Ansatz als die die Geldpolitik repräsentierende Variable gewählte Geldmengenwachstum.

Bei den Untersuchungen auf einen Zusammenhang zwischen der Unabhängigkeit der Notenbank und der Höhe des Staatsdefizits ergeben sich zumeist positive Ergebnisse. Sowohl Parkin (1986) als auch Masciandaro und Tabellini (1988) bestätigen für verschiedene Ländersample und verschiedene Indizes der Unabhängigkeit diese These. Mit gewissen Einschränkungen gilt dies auch für die Untersuchung von De Haan und Sturm (1992). Auch sie stellen einen solchen Zusammenhang fest; ihr Ergebnis hängt aber von dem verwendeten Index für die Unabhängigkeit und dem von diesem abgedeckten Ländersample ab.

Im folgenden werden die beiden aus den Modellen abgeleiteten Thesen empirisch überprüft. Dabei sollen zum einen einfache Methoden der deskriptiven Statistik verwendet werden, zum anderen werden Reaktionsfunktionen der Zentralbanken der sieben großen Industrieländer unter Einschluß der strukturellen Defizite geschätzt.

1. Überprüfung des Zusammenhangs zwischen dem Grad der Unabhängigkeit der Zentralbank und der Höhe der Staatsschulden bzw. des gesamtstaatlichen Haushaltsdefizits

Aus den Modellen in Abschnitt II läßt sich folgende erste These ableiten:

These 1: Der Grad der Unabhängigkeit der Zentralbank und das Niveau der Staatsschulden bzw. des gesamtstaatlichen Defizits sind negativ miteinander korreliert.

Als Maß für die Unabhängigkeit wird in dieser Untersuchung der von Eijffinger und Schaling²⁸ entwickelte Index verwendet. Für diese Auswahl gibt es zwei Gründe. Zum einen gewichtet dieser Index das Kriterium, bei welcher Instanz — also Regierung oder Zentralbank — die letzte Entscheidung bei geldpolitischen Maßnahmen liegt, von allen vorhandenen Indizes für die Unabhängigkeit am stärksten. Bei anderen Maßen haben zum Beispiel die Vorgehensweise

²⁸ Vergleiche Eijffinger und Schaling (1993) und Eijffinger und van Keulen (1995).

bei der Ernennung der Mitglieder des Entscheidungsgremiums der Notenbank oder die Länge der Amtsdauer des Präsidenten das gleiche Gewicht, was nicht sinnvoll erscheint. Zum anderen ist dieser Index für einen großen Teil der Industrieländer verfügbar, während der überwiegende Teil der anderen in der Literatur verfügbaren Indizes nur einen kleineren Teil dieses Ländersamples abdeckt.²⁹

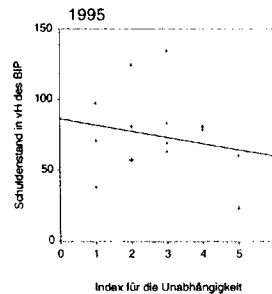
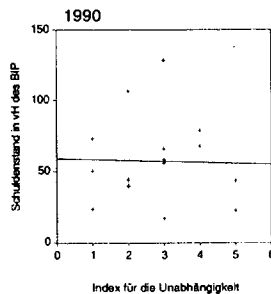
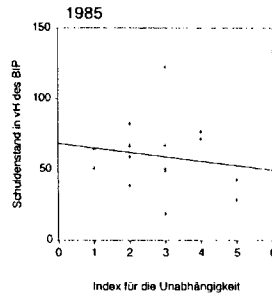
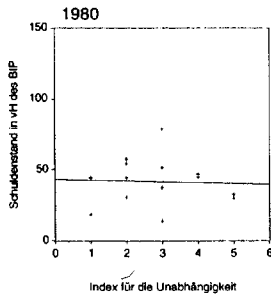
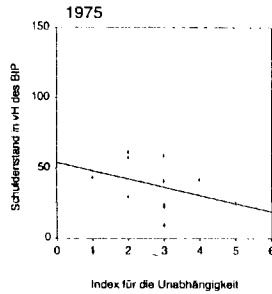
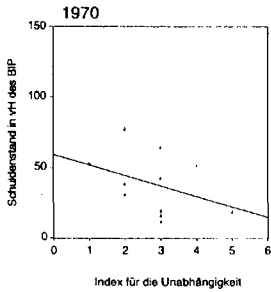
Als Werte für die Staatsverschuldung und die Höhe der Budgetdefizite des Gesamtstaats werden jeweils diejenigen verwendet, die die OECD in ihrem Economic Outlook ausweist. Es werden alle Industrieländer berücksichtigt, für die für den entsprechenden Zeitraum die Daten verfügbar sind. Die Größen werden — um sie zwischen den Ländern vergleichbar zu machen — in Relation zum nominalen Bruttoinlandsprodukt in dem jeweiligen Jahr gesetzt.

In Schaubild 1 sind der Schuldenstand in Relation zum nominalen Bruttoinlandsprodukt und der Index zur Messung der Unabhängigkeit der jeweiligen Zentralbank gegeneinander abgetragen, und zwar für die Jahre 1970, 1975, 1980, 1985, 1990 und 1995. Die Anzahl der in den einzelnen Abbildungen berücksichtigten Ländern stimmt nicht überein, da die OECD nicht für alle Länder die entsprechenden Größen ab 1970 ausweist. Für manche der OECD-Mitgliedsländer werden überhaupt keine Zahlen ausgewiesen. Es wird darauf verzichtet, diese Lücken mit nationalen Daten oder Angaben anderer internationaler Organisationen aufzufüllen, da eine Vergleichbarkeit der verschiedenen Daten, wie sie bei denjenigen der OECD gegeben sein dürfte, nicht gewährleistet wäre. Im Appendix ist das gleiche Schaubild aufgeführt, diesmal aber nur mit denjenigen Ländern, für die Daten ab 1970 verfügbar sind. An den Ergebnissen der Analyse ändert sich aber durch diese Einschränkung des Ländersamples nichts Wesentliches.

Schaubild 1 zeigt, daß in den sechs hier betrachteten Jahren die erwartete negative Korrelation zwischen dem Grad der Unabhängigkeit der Zentralbank und der Höhe des Schuldenstands bestand. Diese ist in den einzelnen Abbildungen durch die eingezeichnete

²⁹ Eine Ausnahme bildet hier der Index von Cukierman, Webb und Neyapti (1992), der aber aus dem ersten hier genannten Grund dem Index von Eijffinger und Schaling wohl unterlegen ist.

Schaubild 1 — Grad der Unabhängigkeit der Zentralbank¹ und gesamtstaatlicher Schuldenstand² in verschiedenen Jahren



¹ Gemessen mit dem Index von Eijffinger und Schaling (1993). Einige Werte — ermittelt mit dem selben Index — aus Eijffinger und van Keulen (1995).

² In vH des nominalen Bruttoinlandsprodukts.

Regressionslinie repräsentiert.³⁰ Allerdings ist diese Korrelation in zwei der sechs betrachteten Jahre (1980 und 1990) nur sehr schwach ausgeprägt.

Die bisher angewandte Methode der einfachen Korrelation hat den Nachteil, daß einzelne Meßwerte, die weit von der Hauptmasse der Größen entfernt sind, das Ergebnis stark beeinflussen. Um dieses Problem abzumildern, wurde von Spearman ein Rangkorrelationskoeffizient entwickelt.³¹ Hierbei handelt es sich im Prinzip um den „normalen“ empirischen Korrelationskoeffizienten von Bravais-Pearson. Der Unterschied besteht darin, daß in die Formel für den Koeffizienten nicht die Meßwerte für die beiden Merkmalsausprägungen eingehen, sondern für jede Merkmalsausprägung eine Rangordnung aufgestellt wird — der Meßwert mit dem niedrigsten Wert erhält den Rang 1, der mit dem zweitniedrigsten den Rang 2 usw. — und dann diese Ränge in die Formel eingesetzt werden. Sind mehrere Meßwerte gleich, erhalten sie den mittleren Rang, der sich für ihre Gruppe ergibt.³² Die Formel für den Rangkorrelationskoeffizienten lautet:³³

³⁰ Auf die Wiedergabe der Regressionsgleichungen wird verzichtet. Die einzige interessante Information, die durch sie gegeben werden könnte, wäre das Signifikanzniveau des Koeffizienten des Schuldenstandes. Um dieses bestimmen zu können, müßten die Residuen der Schätzung allerdings normalverteilt sein. Aufgrund der kleinen Stichprobe kann zu einem diesbezüglichen Test das ansonsten verwendete Verfahren von Jarque und Berra nicht angewandt werden, da dieses nur für große Stichproben Aussagen zuläßt. Da nicht gewährleistet ist, daß die Normalverteilungsannahme erfüllt ist, besteht die Gefahr einer Fehlspezifikation, weshalb man aus dem t-Wert nicht auf die Signifikanz des Zusammenhangs schließen kann. Die Regressionslinien sollen in diesem Schaubild nur die Richtung der Korrelation repräsentieren.

³¹ Vergleiche Schlittgen (1990, S. 169–170).

³² Stimmen zum Beispiel der dritt-, viert- und fünftniedrigste Meßwert überein, so erhalten sie den Rang 4.

³³ In vielen Lehrbüchern wird nur die vereinfachte Formel

$$[24'] \quad r_s = 1 - \frac{6 \cdot \sum_{v=1}^n (R(X_v) - R(Y_v))^2}{n \cdot (n^2 - 1)}$$

angegeben. Diese Formel kann aber nur verwendet werden, wenn allen Meßwerte verschiedene Rangziffern zugeordnet werden. Da dies hier nicht der Fall ist — zumindest bei dem Index für die Unabhängigkeit stimmen mehrere Meßwerte überein — mußte hier die umfangreiche Formel angewandt werden.

$$[24] \quad r_s = \frac{\sum_{v=1}^n [(R(X_v) - \bar{R}(X_v)) \cdot (R(Y_v) - \bar{R}(Y_v))]}{\sqrt{\sum_{v=1}^n (R(X_v) - \bar{R}(X_v))^2} \cdot \sqrt{\sum_{v=1}^n (R(Y_v) - \bar{R}(Y_v))^2}}$$

Hierbei stehen $R(X_v)$ und $R(Y_v)$ für die Ränge, die den einzelnen Ländern bei den beiden Merkmalen zugeordnet werden.

Berechnet man diesen Koeffizienten für die Beziehung zwischen Schuldenquote und Index für die Unabhängigkeit der Zentralbank, so erhält man die in Tabelle 1 aufgeführten Ergebnisse.

Tabelle 1 — Rangkorrelationskoeffizienten für die gesamtstaatliche Verschuldung in vH des Bruttoinlandsprodukts und den Index für die Unabhängigkeit der Zentralbank in verschiedenen Jahren^a

Jahr	1970	1975	1980	1985	1990	1995
Rangkorrelationskoeffizient	-0,385	-0,433	-0,068	-0,134	0,024	-0,102
^a Berechnet anhand von Gleichung [24].						

Auch bei dieser Meßmethode ist in den Jahren 1970 und 1975 eine negative Korrelation zwischen den beiden Merkmalsausprägungen festzustellen. In den Jahren danach ist dies nur noch in sehr eingeschränktem Maße — bzw. für 1990 gar nicht mehr — der Fall. Es muß aber darauf hingewiesen werden, daß auch für 1970 und 1975 nach den in Schlittgen (1990, S. 169) aufgestellten Abgrenzungen zur Interpretation des empirischen Korrelationskoeffizienten nur eine „schwache“ Korrelation festgestellt werden kann.³⁴

³⁴ Schlittgen gibt zur Interpretation der Korrelationskoeffizienten folgende Grenzwerte an:

$|r| = 0 \quad \Rightarrow \quad \text{„keine Korrelation“}$

Wie läßt sich begründen, daß der hier untersuchte Zusammenhang im Zeitablauf schwächer geworden ist bzw. aufgehört hat zu bestehen? Zum einen besteht sicherlich die Möglichkeit, daß sich seit Mitte der siebziger Jahre die Einstellung der Regierungen verändert hat, d.h. sie auch ohne die Begrenzung ihrer Handlungsmöglichkeiten eine solidere Fiskalpolitik betreiben. Gegen dieses Argument spricht aber, daß sich die Verschuldungsquote in fast allen Industrieländern erhöht und nicht verringert hat.

Es ist aber auch möglich, daß sich an dem in den Modellen beschriebenen Zusammenhang im Zeitablauf nichts geändert hat. Das Verschwinden der negativen Korrelation nach 1975 mag dann darin begründet sein, daß die Regierungen in den Ländern mit abhängigeren Notenbanken ihre Zugriffsmöglichkeit auf die Instrumente der Geldpolitik dazu verwendet haben, durch eine höhere Inflation und — daraus resultierend — einen stärkeren Anstieg des nominalen Bruttoinlandsprodukts³⁵ die Verschuldungsquote zu drücken. Viele Untersuchungen haben gezeigt, daß zwischen dem Grad der Unabhängigkeit der Zentralbank und der Inflationsrate in einem Land eine negative Korrelation besteht.³⁶ Gleichgültig, ob es sich hierbei um einen kausalen Zusammenhang handelt oder nicht, hat dies einen Einfluß auf die hier vorgenommene Untersuchung.

Weniger anfällig für eine solche Verzerrung sind die Defizitquoten in den einzelnen Ländern, d.h. das Verhältnis zwischen gesamtstaatlichem Budgetdefizit und nominalem Bruttoinlandsprodukt, da auch die Defizite eine nominale Größe sind, die infolge einer

$0 < |r| \leq 0,5$ => „schwache Korrelation“

$0,5 < |r| \leq 0,8$ => „mittlere Korrelation“

$0,8 < |r| < 1$ => „starke Korrelation“

$|r| = 1$ => „perfekte Korrelation“

³⁵ Man mag argumentieren, daß durch eine höhere Inflationsrate und die daraus resultierenden Effizienzverluste auf längere Sicht die Zunahme des realen Bruttoinlandsprodukts gedämpft wird (siehe hierzu zum Beispiel die Untersuchungen von Feldstein (1996) und Lucas (1994)). Insgesamt dürfte sich aber für die Expansionsrate des nominalen Bruttoinlandsprodukts ein positiver Effekt ergeben.

³⁶ Vergleiche zum Beispiel die Abbildung für den Zeitraum 1980 bis 1993 in Solveen (1995).

Inflationierung steigt. Deshalb sind in Schaubild 2 die Defizitquote und der Grad der Unabhängigkeit der Zentralbank gegeneinander abgetragen. Für die Defizitquoten wurden nicht — wie bei der Schuldenquote — Werte für einzelne Jahre berücksichtigt, sondern Durchschnitte über Perioden von fünf Jahren (bzw. von sechs Jahren in der Periode 1970–1975) berechnet.³⁷ Wieder ist in die Abbildungen eine Regressionslinie eingezeichnet, um die — möglicherweise vorhandene — Korrelation zwischen den beiden betrachteten Größen zu repräsentieren. Da in diesem Schaubild bei den Defiziten ein Wert größer als 0 einem Haushaltsüberschuß und einer kleiner als 0 einem Fehlbetrag entspricht, ist nach der Aussage der Modelle ein positiver Zusammenhang zwischen den Größen zu erwarten. Dies ist aber nur für den Zeitraum 1991–1995 und — mit Einschränkungen — für die Periode 1986–1990 der Fall. In den drei anderen hier betrachteten Zeitabschnitten sind die Regressionslinien nahezu waagrecht, d.h. es ist keine Korrelation zu erkennen.

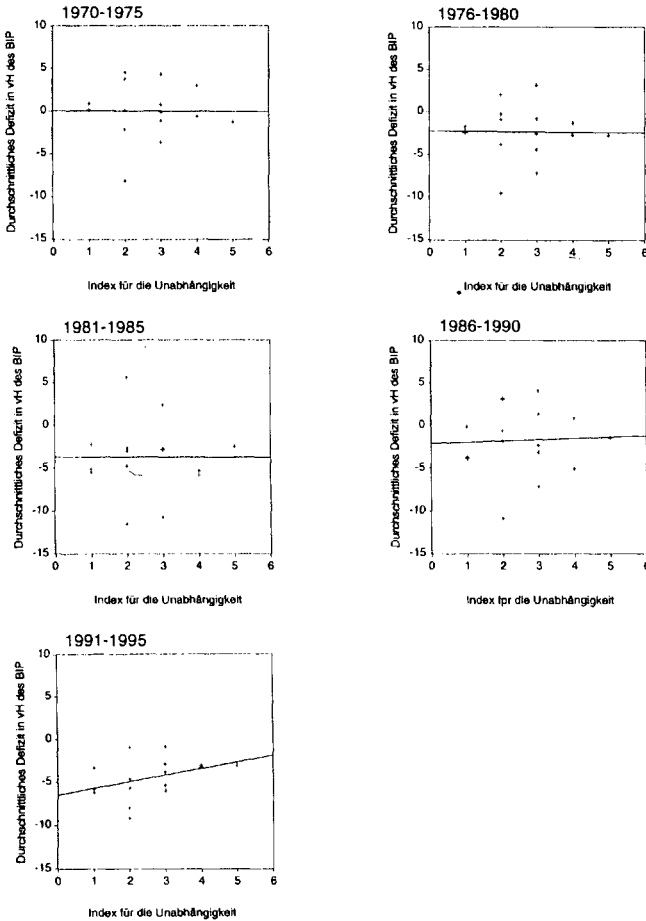
Tabelle 2 zeigt die Rangkorrelationskoeffizienten für den Zusammenhang zwischen der durchschnittlichen Defizitquote für verschiedene Zeitabschnitte und dem Index für die Unabhängigkeit der Zentralbanken.

Tabelle 2 — Rangkorrelationskoeffizienten für das gesamtstaatlichen Budgetdefizit in vH des Bruttoinlandsprodukts und den Index für die Unabhängigkeit der Zentralbank in verschiedenen Perioden^a

Periode	1971–1975	1976–1980	1981–1985	1986–1990	1991–1995
Rangkorrelationskoeffizient	-0,190	-0,145	-0,009	0,053	0,493
^a Berechnet anhand von Gleichung [24].					

³⁷ Bei der Verwendung einzelner Jahreswerte hätte die Gefahr bestanden, daß das Untersuchungsergebnis durch einzelne Ausreißer verzerrt worden wäre. Dieses Problem kann bei Bestandsgrößen wie dem Schuldenstand nicht auftreten, weshalb dort die Verwendung der Zahlen für einzelne Jahre vertretbar ist.

Schaubild 2 — Grad der Unabhängigkeit der Zentralbank¹ und gesamtstaatliches Budgetdefizit² in verschiedenen Perioden



¹ Gemessen mit dem Index von Eijffinger und Schaling (1993). Einige Werte - ermittelt mit dem selben Index - aus Eijffinger und van Keulen (1995).

² In vH des nominalen Bruttoinlandsprodukts.

Das Ergebnis, das sich aus dem Schaubild ergibt, wird bestätigt. Nur in der letzten Periode ist eine einigermaßen deutliche positive Korrelation — wie sie aus der Theorie abgeleitet wird — feststellbar. In den ersten beiden Perioden geht die Korrelation sogar — wenn auch schwach — in die falsche Richtung. Diese Ergebnisse führen dazu, daß der erste Erklärungsansatz für das Nachlassen bzw. für das Verschwinden der negativen Korrelation zwischen Schuldenquote und Unabhängigkeit wohl zu verwerfen ist. Gerade in der jüngeren Vergangenheit war die Fiskalpolitik in den Staaten mit abhängigen Notenbanken anscheinend wesentlich unsolider als in denjenigen mit einer unabhängigen Geldpolitik.

Zusammenfassend läßt sich feststellen, daß in begrenztem Maße Evidenz für These 1 gefunden werden kann. Bei der Betrachtung des Schuldenstands kann nur für die siebziger Jahre und für das letzte betrachtete Jahr (1995) die These — wenn auch nicht wirklich überzeugend — bestätigt werden; bei Verwendung der Budgetdefizite gelingt dies nur für die neunziger Jahre. Es muß aber bei der Bewertung dieses Ergebnisses und möglichen daraus resultierenden Schlußfolgerungen bedacht werden, daß die institutionelle Gestaltung der Zentralbank — wenn überhaupt — nur ein Bestimmungsgrund für die Höhe der Staatsschulden bzw. des Budgetdefizits sein kann. Andere Determinanten, wie die Stabilität der Regierungen oder die verfassungsmäßige Gestaltung des Staates — föderal oder zentralistisch — können hier ebenfalls eine wesentliche Rolle spielen.³⁸

2. Beeinflußt die Unabhängigkeit der Zentralbank den Zusammenhang zwischen gesamtstaatlichem Schuldenstand bzw. Budgetdefizit und Inflation?

Die zweite These, die aus den Modellen in Abschnitt II abgeleitet werden kann, lautet:

These 2: In einem Land mit einer unabhängigen Notenbank führt ein höherer Schuldenstand/ ein größeres Budgetdefizit in geringerem Maße zu mehr Inflation als in einem Land mit einer abhängigen Notenbank. Dies resultiert daraus, daß eine unabhängige

³⁸ Siehe zu der Frage des Einflusses der verfassungsmäßigen Gestaltung des Staates auf die Höhe der Staatsverschuldung zum Beispiel Eichengreen und von Hagen (1996).

Notenbank restriktiver bzw. weniger expansiv auf eine Erhöhung des Schuldenstands / des Defizits reagiert als eine abhängige Institution.

Im folgenden wird zuerst der Zusammenhang zwischen Schuldenstand bzw. Budgetdefizit und der Inflationsrate untersucht. Anschließend soll mit Hilfe von bivariaten Granger-Kausalitätstests und der Reaktionsfunktionen der Notenbanken der G7-Länder überprüft werden, ob die Politik der Zentralbanken tatsächlich von der Entwicklung der Budgetdefizite beeinflusst wird und ob sich die Reaktionen der Notenbanken in der beschriebenen Weise voneinander unterscheiden.

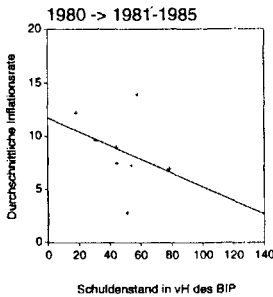
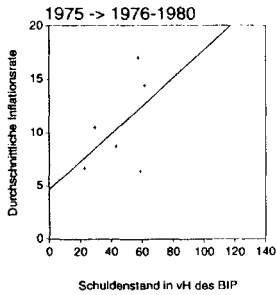
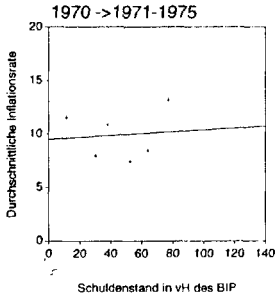
a) Der Zusammenhang zwischen Verschuldung / Budgetdefizit und Inflationsrate

In Schaubild 3 sind jeweils der gesamtstaatliche Schuldenstand in vH des nominalen Bruttoinlandsprodukts für verschiedene Jahre gegen die durchschnittliche Inflationsrate der jeweils folgenden fünf Jahre abgetragen. Für die Inflationsrate werden Durchschnitte über eine Periode von mehreren Jahren gebildet, da nicht zu erwarten ist, daß die Inflation sich — gleichgültig aus welchen der beiden aufgezeigten Gründen dies auch geschehen mag — schlagartig beschleunigt; es dürfte sich statt dessen um einen allmählichen Prozeß handeln. In der linken Spalte finden sich jeweils die Abbildungen für die Gruppe der Länder mit abhängigen Zentralbanken, in der rechten Spalte diejenigen für die Gruppe der Länder mit unabhängigen Notenbanken. Da hier bei der Aufteilung in abhängige und in unabhängige Zentralbanken eine 0–1 Entscheidung getroffen werden muß, wird diese Unterscheidung anhand des Kriteriums vorgenommen, ob die Notenbank die alleinige Entscheidungsgewalt in bezug auf den Einsatz der geldpolitischen Instrumente hat. Die Angaben hierzu sind Eijffinger und Schaling (1993) und Eijffinger und van Keulen (1995) entnommen. Wenn These 2 zutrifft, müßte in der linken Spalte eine merkliche positive Korrelation erkennbar sein. In den Abbildungen der rechten Spalte müßte sie weniger ausgeprägt oder gar nicht vorhanden sein.

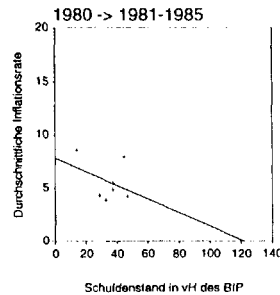
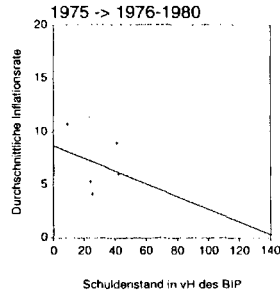
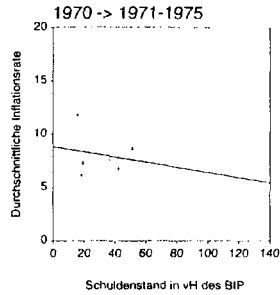
Bei den abhängigen Notenbanken ist in drei der fünf Perioden ein solcher positiver Zusammenhang zu erkennen, wenn dieser auch nur für den Zeitabschnitt 1976–1980 deutlich positiv ist. In den beiden anderen Abbildungen ist ein negativer Zusammenhang zu

Schaubild 3 — Zusammenhang zwischen der gesamtstaatlichen Schuldenquote¹ und der Inflationsrate² in Ländern mit abhängigen und in solchen mit unabhängigen Zentralbanken

Abhängige Zentralbanken



Unabhängige Zentralbanken

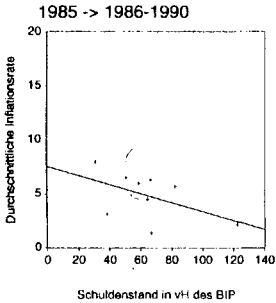


¹ In vH des nominalen Bruttoinlandsprodukts.

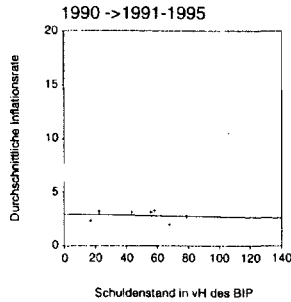
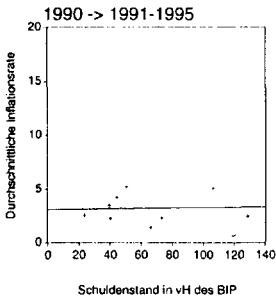
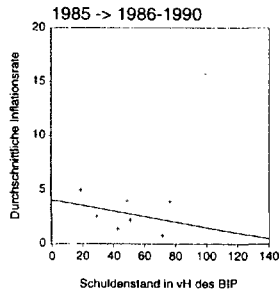
² Durchschnitt der Inflationsrate über 5 Jahre, gemessen mit dem Konsumentenpreisindex.

**Schaubild 3 (Forts.) — Zusammenhang zwischen der gesamtstaatlichen
Schuldenquote¹ und der Inflationsrate² in Ländern
mit abhängigen und in solchen mit unabhängigen
Zentralbanken**

Abhängige Zentralbanken



Unabhängige Zentralbanken



¹ In vH des nominalen Bruttoinlandsprodukts.

² Durchschnitt der Inflationsrate über 5 Jahre, gemessen mit dem Konsumentenpreisindex.

konstatieren, genauso wie in allen fünf Perioden bei der Gruppe der unabhängigen Zentralbanken. Es ist also festzustellen, daß — wenn überhaupt — nur bei den abhängigen Notenbanken ein Zusammenhang zwischen Staatsverschuldung und Inflationsrate besteht, wie ihn die Theorie beschreibt. Um zu verhindern, daß Ausreißer die Ergebnisse verzerren, sind in Tabelle 3 wiederum die Rangkorrelationskoeffizienten für die Teilperioden aufgeführt.

Tabelle 3 — Rangkorrelationskoeffizienten für die gesamtstaatliche Verschuldung und die durchschnittliche Inflationsrate in den darauffolgenden fünf Jahren für verschiedene Jahre^a

Jahr	1970	1975	1980	1985	1990
Länder mit ...					
abhängigen Zentralbanken	0,143	0,257	-0,395	-0,583	-0,033
unabhängigen Zentralbanken	-0,1	-0,2	-0,198	-0,393	-0,162
^a Berechnet anhand von Gleichung [24].					

Durch die in Tabelle 3 aufgeführten Werte wird das obige Ergebnis bestätigt. Es fällt allerdings auf, daß die negative Korrelation für die Jahre 1980 und 1985 wesentlich ausgeprägter ist als die positive Korrelation in den Jahren 1970 und 1975.³⁹

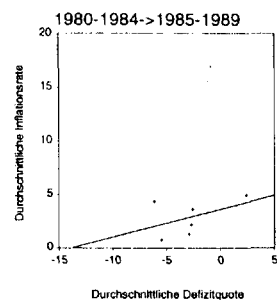
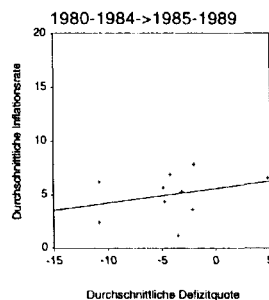
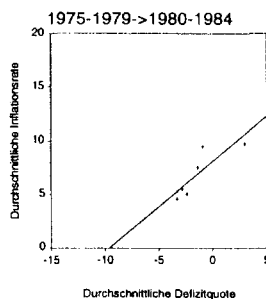
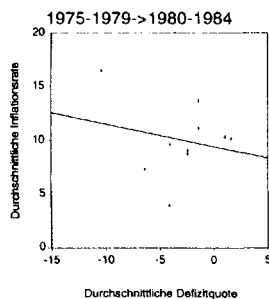
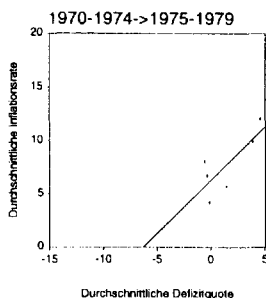
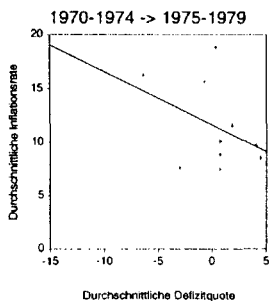
Schaubild 4 zeigt den Zusammenhang zwischen durchschnittlichem Budgetdefizit in einer Periode und der durchschnittlichen Inflationsrate in der darauffolgenden Periode für

³⁹ Eine Begründung für dieses Resultat könnte in der starken positiven Korrelation zwischen der durchschnittlichen Inflationsrate in aufeinanderfolgenden Zeitperioden (also zum Beispiel zwischen der durchschnittlichen Inflationsrate für die Periode 1976 – 1980 und derjenigen für 1981–1985) liegen. Wie bereits erläutert, führt eine höhere Inflationsrate zu einer Verringerung des Schuldenstands in Relation zum nominalen Bruttoinlandsprodukt, wodurch die negative Korrelation zwischen Schuldenstand und darauffolgender Inflationsrate erklärt wäre. Also kann man auch dieses Ergebnis als Hinweis darauf werten, daß einige Länder bei der Entschuldung durch Inflationierung erfolgreich waren, anstatt anhand von ihm die These zu verwerfen.

Schaubild 4 — Zusammenhang zwischen dem gesamtstaatlichen Budgetdefizit¹ und der Inflationsrate² in Ländern mit abhängigen und in solchen mit unabhängigen Zentralbanken

Abhängige Zentralbanken

Unabhängige Zentralbanken

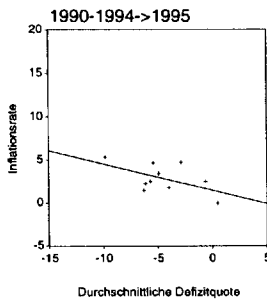
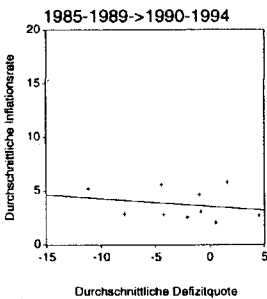


¹ In vH des nominalen Bruttoinlandsprodukts.

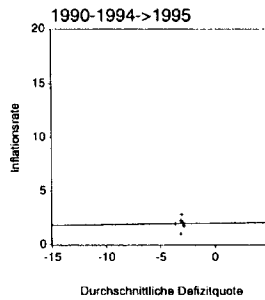
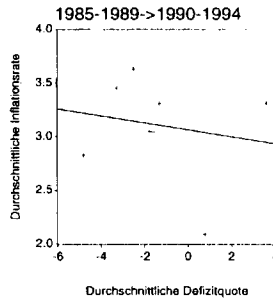
² Durchschnitt der Inflationsrate über 5 Jahre, gemessen mit dem Konsumentenpreisindex.

Schaubild 4 (Forts.) — Zusammenhang zwischen dem gesamtstaatlichen Budgetdefizit¹ und der Inflationsrate² in Ländern mit abhängigen und in solchen mit unabhängigen Zentralbanken

Abhängige Zentralbanken



Unabhängige Zentralbanken



¹ In vH des nominalen Bruttoinlandsprodukts, jeweils Durchschnitt über 5 Jahre.

² Durchschnitt der Inflationsrate über 5 Jahre (Ausnahme: Letzte Reihe, in der jeweils nur die Inflationsrate im Jahr 1995 berücksichtigt werden konnte), gemessen mit dem Konsumentenpreisindex.

verschiedene Zeiträume, wobei die Länder wieder unterteilt sind in solche mit abhängigen und solche mit unabhängigen Zentralbanken. Das Ergebnis ist ähnlich dem für den Zusammenhang zwischen Schuldenstand und Inflationsrate. Bei den Ländern mit abhängiger Zentralbank ist in vier der fünf Perioden eine der Theorie entsprechende negative Korrelation zu konstatieren. Bei den unabhängigen Notenbanken ist wiederum eher eine Korrelation in entgegengesetzter Richtung zu erkennen.⁴⁰ Die Ergebnisse der Berechnung der Rangkorrelationskoeffizienten sind in Tabelle 4 aufgeführt.

Tabelle 4 — Rangkorrelationskoeffizienten für das gesamtstaatliche Budgetdefizit und die durchschnittliche Inflationsrate in den darauffolgenden fünf Jahren für verschiedene Jahre^a

Periode	1970-1974	1975-1979	1980-1984	1985-1989	1990-1994
Länder mit ...					
abhängigen Zentralbanken	-0,350	0,285	0,333	-0,236	-0,273
unabhängigen Zentralbanken	0,486	0,943	0,429	-0,203	0,029
^a Berechnet anhand von Gleichung [24].					

An diesen Werten wird deutlich, wie bei der Berechnung des Rangkorrelationskoeffizienten das Gewicht von Ausreißern verringert wird. In Schaubild 4 wird für die Periode 1975-1979 durch die Regressionslinie ein negativer Zusammenhang beschrieben, der aber hauptsächlich aus dem Meßwert für Italien, der weitab von den anderen Punkten liegt, resultiert. Der Rangkorrelationskoeffizient ist dagegen positiv, wodurch die Evidenz für die These eingeschränkt wird.

⁴⁰ Geht man wieder von der positiven Korrelation zwischen den Inflationsraten aufeinanderfolgender Perioden aus, könnte man diese positive Korrelation auch durch eine Umkehrung der Kausalität erklären. Je höher die Inflationsrate, desto höher die Staatseinnahmen, sei es direkt durch die Inflationssteuer, oder durch die Effekte der kalten Progression.

Zusammenfassend ist festzustellen, daß These 2 durch die Ergebnisse der bisherigen Untersuchungen in der Hinsicht bestätigt wurde, daß nur bei der Gruppe der abhängigen Zentralbanken der beschriebene Zusammenhang zwischen gesamtstaatlicher Verschuldung bzw. Budgetdefizit und der Inflationsrate festgestellt werden kann. Beeinträchtigt wird diese Aussage aber durch die besonders bei der Gruppe der Länder mit unabhängigen Notenbanken zu beobachtende Korrelation in der den Aussagen der Theorie entgegengesetzten Richtung. Dies deutet an, daß andere Beziehungen zwischen diesen Größen bestehen können, die von den dargestellten Modellen nicht erfaßt werden.

b) Die Reaktion der Zentralbanken auf die Veränderung von Budgetdefiziten

In diesem Abschnitt soll untersucht werden, ob Reaktionen der Zentralbanken auf eine Veränderung des Budgetdefizits⁴¹ festgestellt werden können und ob sich diese in der von der Theorie beschriebenen Weise zwischen den unabhängigen und abhängigen Institutionen unterscheiden. Wie in Abschnitt II.3 dargelegt, kann in der Theorie nicht eindeutig bestimmt werden, ob die geldpolitischen Institutionen auf eine Erhöhung des Budgetdefizits mit einem Heraufsetzen oder einer Absenkung des Geldmarktzins reagieren. Es ist aber den Modellen zufolge zu erwarten, daß eine unabhängige Notenbank „härter“ auf eine Ausweitung des Defizits reagiert, d.h. den Zinssatz stärker erhöht bzw. geringfügiger absenkt als eine abhängige Institution. Diese Aussage der Modelle wird im folgenden zuerst mit Hilfe eines bivariaten Granger-Kausalitätstest und anschließend anhand von Reaktionsfunktionen der Zentralbanken (jeweils für die G7-Länder) überprüft. In den folgenden Untersuchungen wird als Budgetdefizit nicht mehr wie bisher der tatsächlich aufgetretene Fehlbetrag, sondern der um die Auswirkungen der Konjunktur auf den Staatshaushalt bereinigte Wert, das sogenannte strukturelle Defizit, verwendet. Würde man die tatsächlichen Defizite verwenden, bestünde die Gefahr, daß man den Effekt der Konjunktur auf den Geldmarktzins via die Defizite nicht von den Auswirkungen der Defizite allein auf die Geldpolitik trennen könnte. Die Werte für die

⁴¹ Im folgenden wird nur die Reaktion der Zentralbanken auf die Budgetdefizite und nicht auf das Niveau der Schulden untersucht. Jene repräsentieren die aktuelle Fiskalpolitik, auf die die Notenbank wohl reagiert.

strukturellen Defizite stammen von der OECD.⁴² Da in dieser Quelle nur Jahreswerte verfügbar sind, in der Folge aber Quartalsdaten verwendet werden sollen, müssen diese durch Interpolation erzeugt werden. Untersuchungszeitraum bei beiden Methoden ist 1980 bis 1995.

Bei einem Test auf Granger-Kausalität wird überprüft, ob durch das Hinzufügen einer Exogenen zu einem autoregressiven Prozeß der Erklärungsgehalt dieser Gleichung erhöht werden kann.⁴³ Dies bedeutet bei einer Prüfung darauf, ob eine Kausalitätsbeziehung von ΔY zu ΔX besteht, daß die Koeffizienten folgender Gleichung geschätzt werden.

$$[25] \quad \Delta X_t = \sum_{j=1}^m a_j \cdot \Delta X_{t-j} + \sum_{k=1}^n b_k \cdot \Delta Y_{t-k} + u_t$$

Anschließend wird mit einem F-Test die Hypothese $b_1 = b_2 = \dots = b_n = 0$ überprüft. Wird diese abgelehnt, ist ΔY_t Granger-kausal zu ΔX_t . Bei der Festlegung der Laglänge bei diesem Test wird sich hier des Kriteriums des „Final Prediction Errors“ (FPE) der jeweiligen Gleichung bedient. m und n werden gleichgesetzt, und es wird die Anzahl an Verzögerten gewählt, bei der der FPE unter der Nebenbedingung, daß die Residuen einem Prozeß weißen Rauschens folgen⁴⁴, minimiert wird.

Bei Kausalitätstests wie in Gleichung [25] beschrieben dürfen nur stationäre Variablen verwendet werden, d.h. ist eine Größe zum Beispiel integriert vom Grade 1, muß die erste Differenz gebildet werden. Sind beide Reihen integriert, könnte bei dieser Vorgehensweise allerdings Information über eine etwaige langfristige Beziehung zwischen den Größen verloren gehen, wenn eine Kointegrationsbeziehung zwischen ihnen besteht. Deshalb wird im folgenden mit Hilfe des Tests nach Kremers et al. (1992) auf die Existenz einer solchen Langfristbeziehung getestet. Dies bedeutet, daß zuerst folgende Gleichung geschätzt wird:

⁴² Siehe OECD (1995). Für die Vorgehensweise bei der Berechnung siehe Giorno et al. (1995).

⁴³ Für eine ausführliche Beschreibung des Konzepts der Granger-Kausalität und des Tests auf eine solche Beziehung siehe zum Beispiel Krämer (1996, S. 155–160).

⁴⁴ Andernfalls sind die resultierenden Schätzwerte nicht effizient.

$$[26] \quad \Delta X_t = \alpha \cdot X_{t-1} + \beta \cdot Y_{t-1} + \sum_{j=1}^m a_j \cdot \Delta X_{t-j} + \sum_{k=1}^m b_k \cdot \Delta Y_{t-k} + U_t$$

Auf Kointegration wird anhand des Parameters α getestet.⁴⁵ Besteht eine solche Beziehung, wird mit Hilfe eines F-Tests die Hypothese $\beta = b_1 = b_2 = \dots = b_n = 0$ überprüft. Existiert sie dagegen nicht, kehrt man zu Gleichung [25] zurück.

Im folgenden soll überprüft werden, ob die strukturellen Defizite Granger-kausal für den Geldmarktzins sind, d.h. einen Einfluß auf die Politik der Zentralbanken haben. Zuerst muß auf den Integrationsgrad der verwendeten Reihen getestet werden. Dabei werden der Dickey-Fuller-(DF) und der Augmented Dickey-Fuller-Test (ADF) angewendet (vergleiche Dickey und Fuller (1981)).⁴⁶ Tabelle 5 gibt die Ergebnisse für die Zeitreihe der strukturellen Defizite wider, die Ergebnisse für den Geldmarktzins sind in Solveen (1996, Tabelle 6, S. 40) aufgeführt.⁴⁷ Man sieht, daß für die Vereinigten Staaten, für Deutschland, für Frankreich und für Italien die Zeitreihen der strukturellen Defizite jeweils integriert vom Grade 1 sind. Für das Vereinigte Königreich ist sie stationär, für Japan und für Kanada jeweils integriert vom Grade 2. Aus diesen Ergebnissen ergibt sich das Problem, daß man — bei strikter Befolgung der Testresultate — für die einzelnen Ländern auf verschiedene Zusammenhänge testen würde. Für das Vereinigte Königreich würde überprüft, ob das Niveau des Defizits Auswirkungen auf den Geldmarktzins hat, während für die anderen Länder entweder die Veränderung oder die Beschleunigung bzw. die Verlangsamung der Veränderung die zu untersuchende Größe wäre. Um diese Problematik zu umgehen, dabei aber die Testergebnisse nicht vollständig zu ignorieren, werden für die Länder, für die das Resultat anders als I(1) lautet, zwei Tests durchgeführt. Der erste unter der Annahme, daß das strukturelle Defizit doch integriert vom Grade 1 ist — d.h. der Test ein falsches Ergebnis ausweist —, der zweite unter der Annahme, daß das Testergebnis zutrifft.

⁴⁵ Kritische Werte finden sich bei Banerjee et al. (1992).

⁴⁶ Kritische Werte finden sich bei McKinnon (1990).

⁴⁷ Die Zeitreihen des Geldmarktzinses sind in allen hier betrachteten Ländern integriert vom Grade 1.

Tabelle 5 — Ergebnisse der Tests auf den Integrationsgrad der Zeitreihe für die strukturellen Defizite^a

Land	Test auf	DF	ADF1	ADF2	ADF3	ADF4	Integrationsgrad
Vereinigte Staaten	I(1)	-0,08	-1,99 ^b	-1,73	-1,40	-1,01	I(1)
	I(2)	-2,65 ^b	-2,78	-2,96*	-3,18*	-2,06	
Japan	I(1)	-0,25	-2,12 ^b	-2,00	-1,89	-1,74	I(2)
	I(2)	-1,77 ^b	-1,81	-1,84	-1,89	-1,65	
	I(3)	-7,87** ^b	-5,62**	-4,57**	-4,53**	-3,89**	
Deutschland	I(1)	-1,94	-2,82 ^b	-2,59	-2,30	-1,99	I(1)
	I(2)	-2,94*	-3,14*	-3,40* ^b	-3,74**	-3,54**	
Frankreich	I(1)	-1,00	-1,25 ^b	-2,60	-2,63	-2,69	I(1)
	I(2)	-3,18* ^b	-3,35*	-3,33*	-3,30*	-3,45*	
Italien	I(1)	0,16	-1,71	-1,27	-1,04	-0,90	I(1)
	I(2)	-3,07*	-3,32*	-3,55**	-3,85**	-2,01 ^b	
Vereinigtes Königreich	I(1)	-2,41	-3,87* ^b	-3,81*	-3,70*	-3,49*	I(0)
Kanada	I(1)	0,42	-2,05 ²	-1,90	-1,69	-1,45	I(2)
	I(2)	-2,21 ^b	-2,31	-2,42	-2,55	-2,23	
	I(3)	-7,88** ^b	-5,57**	-4,52**	-4,54**	-3,89**	

^aTestergebnisse: *(**)=signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % (1 %). — ^bErste Testspezifikation, bei der bei einem LM-Test auf Autokorrelation ersten und vierten Grades die Nullhypothese "Weißes Rauschen" nicht zurückgewiesen werden kann (Irrtumswahrscheinlichkeit 0,05).

Nun wird für jedes Land Gleichung [26] mit unterschiedlicher Anzahl von Verzögerten geschätzt und die optimale Laglänge mit Hilfe des FPE — unter Berücksichtigung der Nebenbedingung, daß die Residuen einem Prozeß „weißen Rauschens“ folgen — bestimmt. Ist dies geschehen, wird anhand des t-Werts des Koeffizienten α auf die Existenz einer Kointegrationsbeziehung getestet. Tabelle 6 zeigt die Ergebnisse. Es werden jeweils bis zu acht Verzögerte hinzugefügt. Man sieht in der letzten Spalte der Tabelle, daß in keiner der Gleichungen mit minimalem FPE eine Kointegrationsbeziehung festgestellt werden kann; alle Teststatistiken sind deutlich insignifikant.

Folglich muß man zu Gleichung [25] übergehen. Zunächst wird auf die gleiche Weise wie zuvor die optimale Anzahl an Verzögerten bestimmt. Sie stimmt in jeder Gleichung mit dem vorherigen Ergebnis überein (Tabelle 7). In der letzten Spalte von Tabelle 7 sind die Ergebnisse des F-Tests der Hypothese, daß $b_1 = b_2 = \dots = b_m = 0$ ist, aufgeführt. Diese Hypothese kann nur für die Vereinigten Staaten und für Kanada — dort für beide Gleichungen — signifikant verworfen werden. Interessant sind dabei die Vorzeichen der Koeffizienten für die Veränderung des Defizits bzw. bei der zweiten Gleichung für Kanada für die zweite Ableitung. Für die Vereinigten Staaten sind alle Vorzeichen positiv, für Kanada sind die Koeffizienten in der Summe positiv. Dies bedeutet, daß eine Ausweitung des Budgetdefizits zu einer Verringerung des Geldmarktzinses führt, wobei — entgegen der Aussagen der Theorie — die Reaktion bei der unabhängigen amerikanischen Notenbank — bestimmt durch die Summe der Koeffizienten — heftiger ist als die der abhängigen kanadischen Notenbank. Aus den Ergebnissen dieser bivariaten Granger-Kausalitätstests kann also keine Unterstützung für die Aussagen der Theorie abgeleitet werden.

Diese Testmethodik hat in diesem Zusammenhang ihre Schwächen. Es ist davon auszugehen, daß die Bewegungen des Geldmarktzinses nicht nur autoregressiv und von den Budgetdefiziten des Staates beeinflußt werden. Schätzungen von Reaktionsfunktionen mit den Veränderungen des Geldmarktzinses als der zu erklärenden Größe zeigen, daß man diese Bewegungen mit der Entwicklung der Kapazitätsauslastung, der tatsächlichen Inflationsrate und einem — je nach betrachtetem Land unterschiedlichem — Wechselkurs gut erklären kann.⁴⁸ Deshalb bietet es

⁴⁸ Siehe zum Beispiel Solveen (1995, 1996).

Tabelle 6 — Bestimmung der Lag-Länge für Granger-Kausalitätstests^a und Test auf Kointegration mit Hilfe des Verfahrens von Kremers et al.

Anzahl der Lags	1	2	3	4	5	6	7	8	Teststatistik ^b
Vereinigte Staaten ^c	1,4778	1,2430^f	1,2948 ^f	1,3487 ^f	1,2611	1,3357 ^f	1,3214 ^f	1,3975 ^f	-1,60
Japan (I1) ^c	0,4821^f	0,4965 ^f	0,5122 ^f	0,5411 ^f	0,5687 ^f	0,5792 ^f	0,5895 ^f	0,5938 ^f	-1,94
Japan (I2) ^d	0,4715^f	0,4907 ^f	0,5120 ^f	0,5343 ^f	0,5584 ^f	0,5756 ^f	0,5911 ^f	0,5674 ^f	-2,15
Kanada (I1) ^c	4,0350 ^f	3,5511 ^f	3,5743	3,6493	3,1282	2,9539^f	3,1120 ^f	3,2583 ^f	-1,18
Kanada (I2) ^d	3,4661 ^f	3,5716	3,5745 ^f	3,6514	3,1836	3,0611^f	3,2644 ^f	3,3713 ^f	-0,52
Deutschland ^e	0,2786^f	0,2788	0,2925 ^f	0,2846 ^f	0,2933 ^f	0,3036 ^f	0,3150 ^f	0,2975 ^f	-1,88
Frankreich ^e	1,1013^f	1,1595 ^f	1,2293 ^f	1,2025 ^f	1,2008 ^f	1,2469 ^f	1,2406 ^f	1,2466 ^f	-1,92
Vereinigtes Königreich (I0) ^e	Kein EC-Term möglich.								
Vereinigtes Königreich (I1) ^c	3,6191^f	3,7313 ^f	3,8825 ^f	4,0829 ^f	4,3257 ^f	3,6372 ^f	3,6365 ^f	3,6382 ^f	-2,76
Italien ^c	1,3013 ^f	1,3762 ^f	1,1574^f	1,2129 ^f	1,2718 ^f	1,3187 ^f	1,3248 ^f	1,4032 ^f	-1,62

^aAls Kriterium wurde der minimale FPE-Wert unter der Nebenbedingung gesucht, daß die Residuen einem Prozeß „weißes Rauschen“ folgen. — Fett bedeutet: Minimaler FPE-Wert. — ^bTeststatistik für den Test auf Bestehen einer Kointegrationsbeziehung nach Kremers et al. (1992). — * (**) bedeutet, daß die Hypothese „Keine Kointegrationsbeziehung vorhanden“ mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH (1 vH) zufolge der kritischen Werte bei Banerjee et al. (1992) verworfen werden konnte. — ^cStrukturelles Defizit als I(1)-Variable behandelt. — ^dStrukturelles Defizit als I(2)-Variable behandelt. — ^eStrukturelles Defizit als I(0)-Variable behandelt. — ^fTestspezifikation, bei der bei einem LM-Test die Nullhypothese „Weißes Rauschen“ nicht zurückgewiesen werden kann (Irrtumswahrscheinlichkeit 0,05).

Tabelle 7 — Festlegung der Lag-Länge ohne EC-Term^a und Testergebnis des Kausalitätstests

Anzahl der Lags	1	2	3	4	5	6	7	8	Teststatistik für F-Test ^b
Vereinigte Staaten ^c	1,4636 ^f	1,2946^f	1,3048 ^f	1,3843 ^f	1,3388	1,3958	1,3577 ^f	1,3928 ^f	4,38**
Japan (I1) ^c	0,4830^f	0,4933 ^f	0,5096 ^f	0,5288 ^f	0,5607 ^f	0,5646	0,5944 ^f	0,5757 ^f	0,06
Japan (I2) ^d	0,4785^f	0,4812 ^f	0,5096 ^f	0,5268 ^f	0,5600 ^f	0,5631 ^f	0,5458 ^f	0,5523 ^f	0,20
Kanada (I1) ^c	3,8608 ^f	3,4698 ^f	3,5698 ^f	3,5699 ^f	3,2141	2,9072^f	3,0184 ^f	3,2147 ^f	3,28**
Kanada (I2) ^d	3,4197 ^f	3,4387 ^f	3,5226 ^f	3,6627	3,1646	2,9976^f	3,1468	3,3132 ^f	3,06**
Deutschland ^c	0,2774^f	0,2884 ^f	0,2951 ^f	0,2924 ^f	0,3113 ^f	0,3147 ^f	0,3184	0,3087 ^f	1,15
Frankreich ^c	1,1323^f	1,1194	1,2604	1,2088	1,1847 ^f	1,2469 ^f	1,2406 ^f	1,2513 ^f	0,33
Vereinigtes Königreich (I0) ^e	3,9454^f	4,0477 ^f	4,0799 ^f	4,2430 ^f	4,3939 ^f	4,1046 ^f	4,3746 ^f	4,3925	0,07
Vereinigtes Königreich (I1) ^c	3,8596^f	3,9645 ^f	4,0035 ^f	4,2346 ^f	4,3733 ^f	4,1334 ^f	4,3505 ^f	4,3712 ^f	0,53
Italien ^c	1,2769 ^f	1,3362 ^f	1,1642^f	1,2147 ^f	1,2780 ^f	1,3479 ^f	1,3495 ^f	1,4153 ^f	1,65

^aAls Kriterium wurde der minimale FPE-Wert gesucht unter der Nebenbedingung, daß die Residuen einem Prozeß „weißen Rauschens“ folgen. — Fett bedeutet: Minimaler FPE-Wert. — ^bTeststatistik des F-Tests der Hypothese $b_1=b_2=\dots=b_n=0$ in Gleichung [25]. — ^c*(**) bedeutet, daß die Hypothese mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH (1 vH) abgelehnt werden konnte. — ^dStrukturelles Defizit als I(1)-Variable behandelt. — ^eStrukturelles Defizit als I(2)-Variable behandelt. — ^fStrukturelles Defizit als I(0)-Variable behandelt. — ^fErste Testspezifikation, bei der bei einem LM-Test die Nullhypothese „Weißes Rauschen“ nicht zurückgewiesen werden kann (Irrtumswahrscheinlichkeit 0,05).

sich an, diesen Schätzansatz um die Bewegung des strukturellen Defizits zu erweitern und zu überprüfen, inwieweit hierdurch Informationen zur Erklärung hinzugefügt werden. Dies soll im folgenden geschehen. Zuerst werden die Reaktionsfunktionen unter Einbeziehung der strukturellen Defizite neu geschätzt. Anschließend wird mit Schocksimulationen überprüft, ob sich die Reaktionen der unabhängigen und der abhängigen Notenbanken voneinander unterscheiden, und wenn ja, ob dies auf eine mit den Aussagen der Theorie konforme Weise geschieht.

Die Testergebnisse auf den Integrationsgrad der verwendeten Reihen für den Schätzzeitraum 1980–1995 sind in Tabelle 6 von Solveen (1996) aufgeführt. Aus diesen kann abgeleitet werden, daß alle neben den Budgetdefiziten verwendeten Reihen, d.h. die gesamtwirtschaftliche Kapazitätsauslastung⁴⁹, die Inflationsrate⁵⁰ und die verwendeten Wechselkurse⁵¹ integriert vom Grade 1 sind. Damit ergibt sich — bei Verwendung eines Fehlerkorrekturansatzes — folgende Schätzgleichung.

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

Gleichung [27] kann nur als Schätzansatz verwendet werden, wenn die Zeitreihe für das strukturelle Defizit integriert vom Grade 1 ist. Im folgenden werden für die Länder, für die dies den Tests zufolge nicht der Fall ist, aus den oben genannten Gründen wieder zwei Gleichungen geschätzt, eine mit dem von Gleichung [27] beschriebenen Ansatz, eine zweite mit einem

⁴⁹ Die gesamtwirtschaftliche Kapazitätsauslastung berechnet sich als Quotient des realen Bruttoinlandsprodukts und des von der OECD geschätzten Produktionspotentials. Für die Vorgehensweise bei der Schätzung dieser Potentialreihe siehe Giorno et al. (1995).

⁵⁰ Als Inflationsrate wird der Vorjahresvergleich des Deflators des privaten Konsums verwendet.

⁵¹ Für die Frankreich, für das Vereinigte Königreich und für Italien wird als Größe für den Wechselkurs der nominale effektive Wechselkurs verwendet, für Japan, für Kanada und für Deutschland das Austauschverhältnis der Landeswährung zum US-Dollar und für die Vereinigten Staaten dasjenige des Dollars zum japanischen Yen. Für eine Begründung dieser Auswahl siehe Solveen (1996, S.38).

Ansatz, der dem von den Tests ermittelten Integrationsgrad Rechnung trägt. Diese Alternativansätze lauten für Japan und Kanada

$$\begin{aligned}
 \Delta GMZ_t &= c + \alpha \cdot GMZ_{t-1} + \alpha_1 \cdot KAP_{t-1} + \alpha_2 \cdot INF_{t-1} + \alpha_3 \cdot WK_{t-1} + \alpha_4 \cdot \Delta DEF_{t-1} \\
 [27'] \quad &+ \sum_{i=1}^4 \beta_i \cdot \Delta GMZ_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \gamma_i \cdot \Delta KAP_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \delta_i \cdot \Delta INF_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \lambda_i \cdot \Delta WK_{t-i} \\
 &+ \sum_{i=0}^4 \mu_i \cdot \Delta 2DEF_{t-i} + u_t
 \end{aligned}$$

und für das Vereinigte Königreich⁵²

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

Bei der Schätzung der Gleichungen wird nach der sogenannten „general-to-simple“-Methode vorgegangen⁵³, d.h. es wird mit dem in den obigen Gleichungen aufgeführten allgemeinen Ansatz begonnen und solange die verschiedenen Verzögerten mit dem jeweils niedrigsten t-Wert eliminiert, bis der FPE-Wert der Gleichung sein Minimum annimmt. Gleichzeitig wird bei jedem Verringerungsschritt auf die Einhaltung der dem Schätzverfahren der kleinsten Quadrate zugrundeliegenden Annahmen — Normalverteilung der Residuen, keine Autokorrelation und Homoskedastizität — und auf das Vorhandensein von Strukturkonstanz der Gleichung getestet. Sollten diese Annahmen verletzt sein, wird versucht, dies mit der Verwendung von Dummies für Perioden, für die der Erklärungsgehalt der Schätzgleichung gering, d.h. das Residuum sehr groß ist, zu heilen.⁵⁴ Auf das Vorhandensein einer Kointegrationsbeziehung wurde mit Hilfe des Verfahrens nach Kremers et al. (1992) geprüft, d.h. die Teststatistik ist der

⁵² In dem Alternativansatz für das Vereinigte Königreich taucht die Variable strukturelles Defizit nicht in der Langfristbeziehung auf, da diese Zeitreihe als stationär betrachtet wird.

⁵³ Vergleiche Gilbert (1986).

⁵⁴ Bei der Schätzung ergab sich, daß mit Ausnahme von Kanada, wo eine Dummy-Variable insignifikant war und so „eingespart“ werden konnte, für alle Länder bei Verwendung der in Solveen (1996) eingesetzten Dummy-Variablen die Annahmen erfüllt waren.

t-Wert des Koeffizienten α , der mit den kritischen Werten aus Banerjee et al. (1992) verglichen wird. Zusätzlich wird überprüft, ob die Vorzeichen in der Langfristbeziehung den Aussagen der Theorie entsprechen. Dies bedeutet, daß die Vorzeichen der Koeffizienten vor den Niveauvariablen der Kapazitätsauslastung und der Inflationsrate positiv sein müssen. Beim Wechselkurs hängt das Vorzeichen von der verwendeten Größe ab; für das Defizit macht die Theorie, wie in Abschnitt II gezeigt, keine eindeutige Aussage. Zudem muß das Vorzeichen des Koeffizienten α entsprechend der Idee des Fehlerkorrekturansatzes negativ sein.

Tabelle 8a zeigt die Testergebnisse in Hinblick auf die Erfüllung der Annahmen und die Meßwerte für die Güte der Regression. In Tabelle 9a sind die Schätzergebnisse für die Koeffizienten aufgeführt.⁵⁵ Vergleicht man diese mit den Ergebnissen ohne Berücksichtigung der Defizite⁵⁶, ergeben sich zwar einige Unterschiede. An der Aussage über den Einfluß von Kapazitätsauslastung, Inflationsrate und Wechselkurs auf den Geldmarktzins hat sich aber nichts Grundlegendes geändert. Am gravierendsten ist die Änderung in der Reaktionsfunktion für Kanada, wo bei Berücksichtigung der Defizite jetzt keine Kointegrationsbeziehung mehr feststellbar ist. In Deutschland steht nun der Wechselkurs nicht mehr in der Langfristbeziehung. In den Kurzfristbeziehungen haben sich einige Lags verschoben; in der Summe ergibt sich aber zumeist keine merkliche Veränderung.

Schaubild 5a zeigt den tatsächlichen und den mit Hilfe der geschätzten Reaktionsfunktionen simulierten Verlauf des Geldmarktzinses in den hier betrachteten Ländern. Zieht man hier wieder die Ergebnisse ohne die Defizite als Vergleichsmaßstab heran⁵⁷, stellt man fest, daß in den Vereinigten Staaten der tatsächliche Verlauf durch die Simulation wesentlich besser nachgezeichnet wird. Etwas schlechter gelingt dies jetzt in Kanada, wo zwar die Bewegungen ganz gut nachvollzogen werden, über einen gewissen Zeitraum aber Niveauunterschiede zu beobachten sind. Der Grund hierfür ist das Fehlen der Langfristbeziehung. Für die anderen Länder haben sich keine merklichen Veränderungen ergeben. Schaubild 5b vergleicht Realität

⁵⁵ In den Tabellen 8b und 9b sind die Testresultate bzw. die Schätzergebnisse für die Koeffizienten der Alternativansätze für Japan, für Kanada und für das Vereinigte Königreich aufgeführt.

⁵⁶ Diese sind aufgeführt in Tabelle 9 in Solveen (1996).

⁵⁷ Vergleiche Schaubild 1 in Solveen (1996).

Tabelle 8a — Statistische Prüfmaße für die endgültigen Modelle ^{a,b}

	Vereinigte Staaten	Japan	Kanada	Deutschland	Frankreich	Vereinigtes Königreich	Italien
Bestimmtheitsmaß (R^2)	0,81	0,93	0,94	0,83	0,88	0,89	0,84
Standardabweichung der Schätzung	0,28	0,25	0,43	0,28	0,38	0,71	0,51
<i>Prüfung auf Autokorrelation</i>							
LM-Test 1. Ordnung (χ^2 -verteilt)	0,67 (0,41)	1,23 (0,27)	0,33 (0,57)	2,00 (0,16)	0,03 (0,86)	0,88 (0,35)	2,99 (0,08)
LM-Test 4. Ordnung (χ^2 -verteilt)	5,46 (0,24)	1,35 (0,85)	6,50 (0,17)	8,32 (0,08)	3,17 (0,53)	3,61 (0,46)	8,29 (0,08)
<i>Prüfung auf Heteroskedastizität</i>							
Prüfung auf ARCH-Prozesse (χ^2 -verteilt)	0,21 (0,64)	0,05 (0,82)	0,42 (0,52)	1,23 (0,27)	0,16 (0,69)	1,09 (0,30)	0,32 (0,57)
LR-Test (χ^2 -verteilt)	-8,76 (1,00)	-16,37 (1,00)	-18,33 (1,00)	1,63 (0,20)	-1,56 (1,00)	-15,60 (1,00)	-3,46 (1,00)
<i>Prüfung auf strukturelle Konstanz</i>							
Chow-Test (Mitte der Stichprobe, F-verteilt)	0,07 (1,00)	0,54 (0,92)	0,40 (0,96)	0,95 (0,54)	0,89 (0,60)	0,63 (0,85)	0,83 (0,66)
<i>Prüfung auf Normalverteilung der Residuen</i>							
Jarque-Bera-Test (χ^2 -verteilt)	1,38 (0,40)	0,33 (0,85)	1,36 (0,51)	1,55 (0,46)	0,10 (0,95)	1,37 (0,51)	2,72 (0,26)
FPE-Wert	0,09	0,09	0,26	0,10	0,19	0,71	0,36
^a Gleichungen, in denen die Zeitreihe „strukturelle Defizite“ in allen Ländern als integriert vom Grade 1 behandelt wurde. — ^b In Klammern Irrtumswahrscheinlichkeiten.							

Tabelle 8b — Statistische Prüfmaße für die endgültigen Modelle a,b

	Japan	Kanada	Vereinigtes Königreich
Bestimmtheitsmaß (R^2)	0,92	0,93	0,89
Standardabweichung der Schätzung	0,26	0,43	0,74
Prüfung auf Autokorrelation			
LM-Test 1. Ordnung (χ^2 -verteilt)	0,01 (0,94)	0,35 (0,55)	0,85 (0,36)
LM-Test 4. Ordnung (χ^2 -verteilt)	0,32 (0,99)	2,63 (0,62)	0,91 (0,92)
Prüfung auf Heteroskedastizität			
Prüfung auf ARCH-Prozesse (χ^2 -verteilt)	0,36 (0,55)	1,66 (0,20)	0,01 (0,95)
LR-Test (χ^2 -verteilt)	-14,67 (1,00)	-16,00 (1,00)	-12,62 (1,00)
Prüfung auf strukturelle Konstanz			
Chow-Test (Mitte der Stichprobe, F-verteilt)	0,58 (0,89)	0,59 (0,86)	0,56 (0,90)
Prüfung auf Normalverteilung der Residuen			
Jarque-Bera-Test (χ^2 -verteilt)	3,01 (0,22)	0,37 (0,83)	0,27 (0,87)
FPE-Wert	0,09	0,26	0,71

¹Gleichungen, in denen bei der Behandlung der Zeitreihe „strukturelle Defizite“ strikt den Testergebnissen aus Tabelle 5 gefolgt wurde. — ²In Klammern Irrtumswahrscheinlichkeiten.

Tabelle 9a — Koeffizienten der Reaktionsfunktionen^{a,b}

	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
<i>c</i>	-0,02 (-0,55)	-5,55 (-4,98)	0,01 (0,19)	1,35 (7,26)	28,83 (4,66)	4,25 (3,76)	28,90 (3,72)
<i>GMZ</i> _{<i>t-1</i>} ^c	—	-0,73 (-9,65**)	—	-0,21 (-5,72**)	-0,27 (-5,90**)	-0,48 (-5,54**)	-0,35 (-4,90**)
<i>INF</i> _{<i>t-1</i>}	—	0,33 (4,19)	—	0,14 (2,56)	0,14 (3,36)	0,23 (3,30)	0,40 (6,26)
<i>KAP</i> _{<i>t-1</i>}	—	0,40 (9,23)	—	0,21 (5,81)	0,14 (3,58)	0,30 (5,66)	0,36 (5,19)
<i>WK</i> _{<i>t-1</i>}	—	0,02 (6,45)	—	—	-0,06 (-4,37)	—	-0,06 (-3,08)
<i>DEF</i> _{<i>t-1</i>}	—	0,15 (3,60)	—	0,14 (2,21)	-0,12 (-1,65)	0,28 (1,88)	-0,03 (-0,21)
<i>dGMZ</i> _{<i>t-1</i>}	0,32 (4,26)	0,59 (7,93)	0,17 (2,26)	0,09 (1,15)	—	0,17 (2,00)	—
<i>dGMZ</i> _{<i>t-2</i>}	—	0,11 (1,57)	—	0,16 (2,03)	—	-0,12 (-1,57)	-0,27 (-3,29)
<i>dGMZ</i> _{<i>t-3</i>}	—	0,17 (2,18)	-0,12 (-2,34)	—	—	—	—
<i>dGMZ</i> _{<i>t-4</i>}	0,15 (2,76)	0,11 (1,95)	0,13 (2,47)	—	0,22 (4,10)	0,12 (1,86)	—
<i>dINF</i> _{<i>t</i>}	0,37 (3,75)	—	—	0,19 (2,15)	0,45 (3,34)	—	0,39 (2,33)
<i>dINF</i> _{<i>t-1</i>}	—	-0,29 (2,90)	0,35 (2,40)	—	—	—	-0,34 (-1,99)

Fortsetzung Tabelle 9a

Schätz- zeitraum	USA	Japan	Kanada	Deutsch- land	Frank- reich	Vereinigtes Königreich	Italien
	1983-95	1980-95	1982-95	1980-95	1980-95	1980-95	1980-95
$dINF_{t-2}$	—	-0,16 (2,14)	-0,24 (-1,74)	—	—	0,33 (2,40)	-0,27 (-1,57)
$dINF_{t-3}$	—	—	—	-0,27 (-3,31)	0,17 (1,53)	0,21 (1,74)	-0,47 (-2,80)
$dINF_{t-4}$	—	-0,28 (-3,45)	0,27 (2,09)	—	0,23 (-1,61)	-0,30 (-2,53)	—
$dKAP_t$	0,13 (1,77)	0,34 (5,21)	0,53 (4,65)	0,10 (2,70)	—	0,34 (1,67)	0,37 (2,83)
$dKAP_{t-1}$	0,43 (4,88)	-0,22 (-2,80)	0,69 (5,80)	—	—	-0,73 (-3,17)	—
$dKAP_{t-2}$	-0,19 (-1,96)	—	-0,59 (-4,70)	—	—	-0,31 (1,36)	—
$dKAP_{t-3}$	—	—	0,18 (1,66)	—	—	—	—
$dKAP_{t-4}$	0,10 (1,38)	-0,25 (-3,60)	0,33 (2,71)	—	—	—	—
dWK_t	—	—	0,31 (6,62)	0,03 (3,64)	—	-0,11 (-3,39)	-0,06 (-1,63)
dWK_{t-1}	—	—	-0,11 (-1,79)	—	—	—	—
dWK_{t-2}	—	—	-0,09 (-2,11)	—	—	—	0,07 (1,91)

Fortsetzung Tabelle 9a

Schätzzeitraum	USA	Japan	Kanada	Deutschland	Frankreich	Vereinigtes Königreich	Italien
	1983-95	1980-95	1982-95	1980-95	1980-95	1980-95	1980-95
dWK_{t-3}	—	—	—	-0,02 (-1,87)	-0,07 (-1,77)	—	—
dWK_{t-4}	—	0,01 (1,78)	-0,24 (-1,74)	0,03 (3,55)	—	—	0,06 (1,64)
$dDEF_t$	0,59 (1,98)	1,28 (3,94)	—	0,36 (1,86)	—	1,12 (2,35)	-0,81 (-1,59)
$dDEF_{t-1}$	—	—	—	-0,31 (-1,53)	—	—	1,14 (2,18)
$dDEF_{t-2}$	—	1,10 (3,18)	2,19 (3,08)	—	-0,58 (-1,64)	-1,45 (-2,17)	—
$dDEF_{t-3}$	—	—	-1,64 (-2,28)	—	0,42 (1,75)	-1,65 (-2,18)	-0,45 (-1,38)
$dDEF_{t-4}$	—	—	—	—	—	1,67 (2,86)	—
# Dummies	1	3	6	3	5	5	4

*Gleichungen, in denen die Zeitreihe „strukturelle Defizite“ in allen Ländern als integriert vom Grad 1 behandelt wurde.— ^bIn Klammern t-Statistik. — ^cDie 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).

Tabelle 9b — Koeffizienten der Reaktionsfunktionen^{a,b}

	Japan	Kanada	Vereinigtes Königreich
Schätzzeitraum	1980–95	1982–95	1980–95
<i>c</i>	-7,07 (-5,82)	0,07 (0,94)	4,72 (4,73)
<i>GMZ</i> _{<i>t-1</i>} ^c	-0,59 (-11,17**)	—	-0,53 (-6,30**)
<i>INF</i> _{<i>t-1</i>}	0,13 (2,72)	—	0,22 (3,80)
<i>KAP</i> _{<i>t-1</i>}	0,33 (8,08)	—	0,35 (7,14)
<i>WK</i> _{<i>t-1</i>}	0,02 (7,20)	—	—
<i>dDEF</i> _{<i>t-1</i>}	1,14 (3,34)	—	—
<i>dGMZ</i> _{<i>t-1</i>}	0,51 (8,11)	—	0,23 (2,86)
<i>dGMZ</i> _{<i>t-2</i>}	—	-0,21 (-3,90)	—
<i>dGMZ</i> _{<i>t-3</i>}	—	-0,17 (-3,59)	—
<i>dGMZ</i> _{<i>t-4</i>}	—	0,20 (4,03)	—
<i>dINF</i> _{<i>t</i>}	—	0,32 (2,31)	—
<i>dINF</i> _{<i>t-1</i>}	-0,21 (-2,66)	0,42 (3,00)	-0,22 (-1,70)

Fortsetzung Tabelle 9b

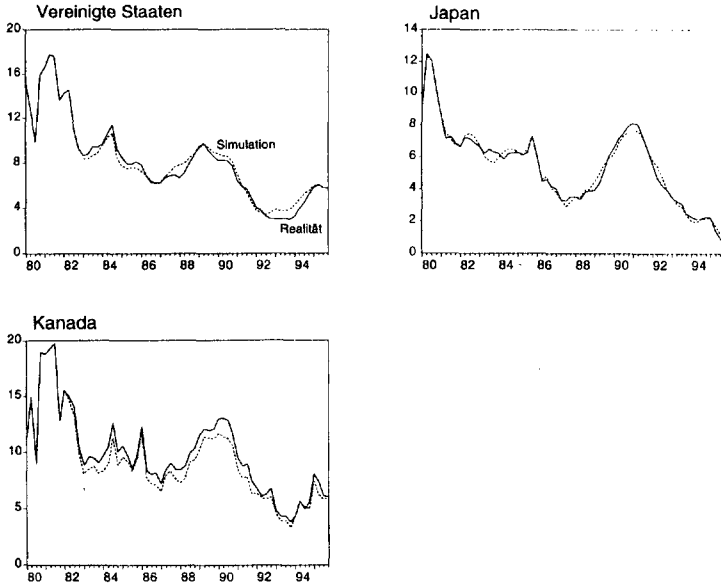
	Japan	Kanada	Vereinigtes Königreich
Schätzzeitraum	1980-95	1982-95	1980-95
$dINF_{t-2}$	—	—	—
$dINF_{t-3}$	0,15 (2,29)	—	0,18 (1,62)
$dINF_{t-4}$	—	0,38 (3,15)	-0,22 (-2,15)
$dKAP_t$	0,45 (7,11)	0,42 (3,97)	0,44 (2,15)
$dKAP_{t-1}$	—	0,73 (6,26)	-0,84 (3,31)
$dKAP_{t-2}$	0,15 (1,96)	-0,32 (-3,03)	0,42 (2,10)
$dKAP_{t-3}$	0,10 (1,46)	0,40 (3,68)	—
$dKAP_{t-4}$	—	—	—
dWK_t	—	0,22 (4,73)	-0,08 (-2,80)
dWK_{t-1}	—	—	—
dWK_{t-2}	-0,02 (-2,12)	—	—

Fortsetzung Tabelle 9b

	Japan	Kanada	Vereinigtes Königreich
Schätzzeitraum	1980–95	1982–95	1980–95
dWK_{t-3}	0,01 (1,45)	—	—
dWK_{t-4}	0,01 (1,75)	—	-0,05 (-1,93)
$d2DEF^d$	—	-1,87 (-3,01)	—
$d2DEF_{t-1}^d$	—	—	—
$d2DEF_{t-2}^d$	1,09 (3,18)	2,36 (3,40)	—
$d2DEF_{t-3}^d$	0,72 (1,66)	—	—
$d2DEF_{t-4}^d$	0,84 (1,96)	—	0,30 (2,69)
# Dummies	3	6	5

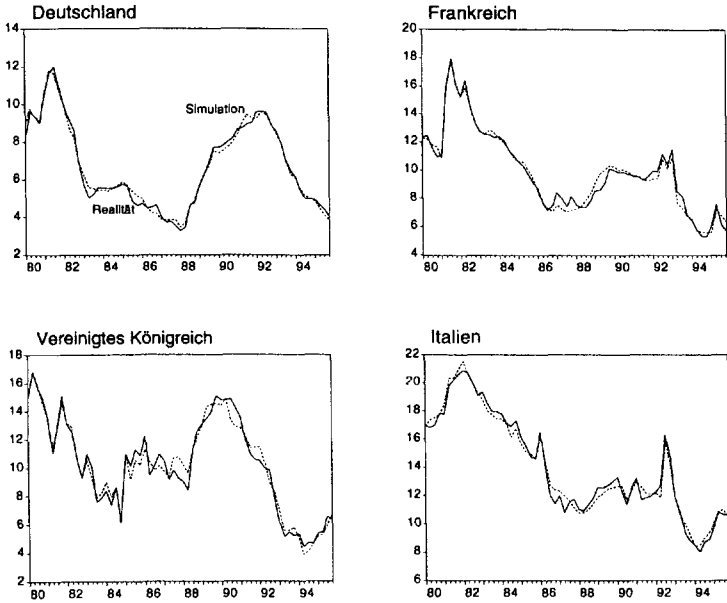
^aGleichungen, in denen bei der Behandlung der Zeitreihe „strukturelle Defizite“ strikt den Ergebnissen aus Tabelle 5 gefolgt wurde. — ^bIn Klammern t-Statistik. — ^cDie t-Statistik des Koeffizienten dieser Variablen wird als Test auf das Vorhandensein einer Kointegrationsbeziehung verwendet. Die Nullhypothese, 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). — ^dIn der Gleichung für das Vereinigte Königreich ist der Koeffizient für den jeweiligen Lag des Niveaus der strukturellen Defizite angegeben.

**Schaubild 5a — Tatsächlicher und simulierter¹ Verlauf des Geldmarktzinses
in den untersuchten Ländern 1980-1995**



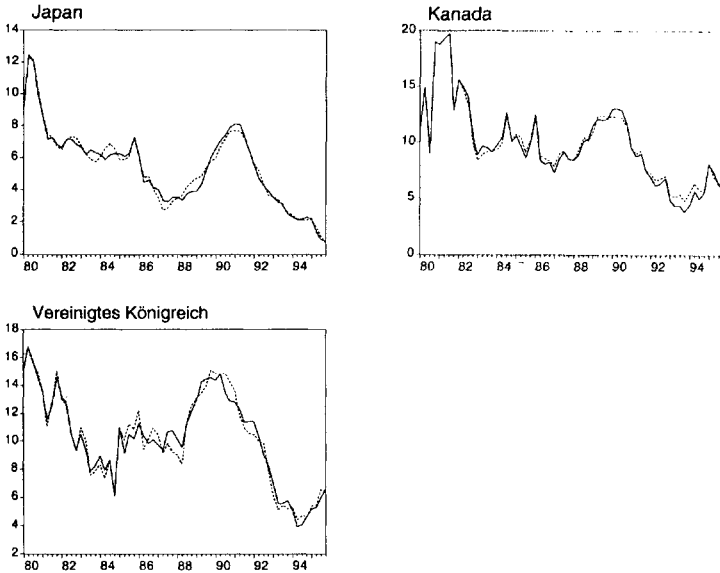
¹ Dynamische Simulation mit Hilfe der unter Einbeziehung der strukturellen Defizite geschätzten Reaktionsfunktionen, wobei alle Defizit-Zeitreihen als integriert vom Grade 1 behandelt wurden.

**Schaubild 5a (Forts.) — Tatsächlicher und simulierter¹ Verlauf des
Geldmarktzins in den untersuchten Ländern
1980-1995**



¹ Dynamische Simulation mit Hilfe der unter Einbeziehung der strukturellen Defizite geschätzten Reaktionsfunktionen, wobei alle Defizit-Zeitreihen als integriert vom Grade 1 behandelt wurden.

Schaubild 5b — Tatsächlicher und simulierter¹ Verlauf des Geldmarktzins in drei der untersuchten Ländern 1980-1995



¹ Dynamische Simulation mit Hilfe der unter Einbeziehung der strukturellen Defizite geschätzten Reaktionsfunktionen, wobei die Defizit-Zeitreihen entsprechend dem Testergebnis auf den Integrationsgrad behandelt wurden.

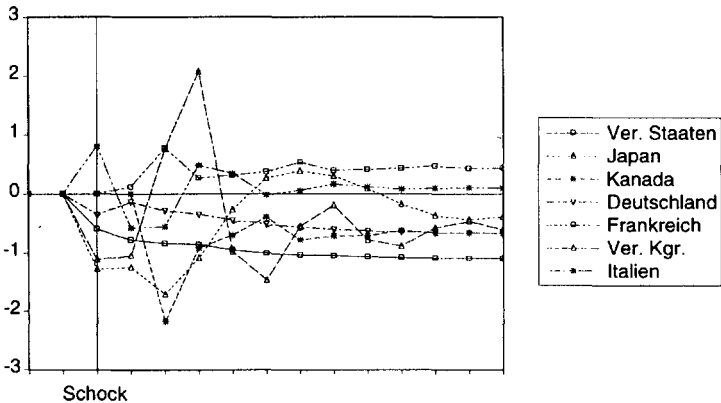
und dynamische Simulation mit Hilfe der den Alternativansätzen folgend geschätzten Reaktionsfunktionen. Es ergeben sich keine gravierenden Unterschiede zu Schaubild 5a.

Wie unterscheiden sich nun die Reaktionen der einzelnen Notenbanken auf eine Veränderung des Budgetdefizits voneinander? Zur Beantwortung dieser Frage werden mit Hilfe der Reaktionsfunktionen Schocksimulationen durchgeführt, bei denen ab 1985:1 die Budgetdefizite gegenüber dem tatsächlichen Verlauf um einen Prozentpunkt des nominalen Bruttoinlandsprodukts dauerhaft erhöht werden, d.h. von der Zeitreihe „strukturelles Defizit in vH des nominalen Bruttoinlandsprodukts“ wird ab 1985:1 in jedem Quartal ein Prozentpunkt abgezogen. Von den unter Verwendung dieser veränderten Reihe durch eine Simulation erzeugten Werte für den Geldmarktzins werden nun die Werte der Simulation anhand des ursprünglichen Datensatzes abgezogen. Schaubild 6a zeigt die Ergebnisse für die Gleichungen, in denen bei allen Ländern das strukturelle Defizit als eine $I(1)$ -Variable behandelt wurde. Der Theorie entsprechend müßten in diesem Bild die Linien, die die Reaktionen der beiden unabhängigen Notenbanken repräsentieren, am oberen Rand des Spektrums verlaufen. Dies ist nicht der Fall. Beide Notenbanken reagieren auf eine Ausweitung des Defizits mit einer Verringerung des Zinssatzes, während zwei abhängige Notenbanken — Frankreich und Italien — zumindest langfristig das Zinsniveau erhöhen. Die amerikanische Notenbank senkt die Zinsen langfristig sogar am deutlichsten ab.

Ändert sich etwas an diesem Ergebnis, wenn man bei den entsprechenden Ländern den von den Tests ausgewiesenen Integrationsgrad der Zeitreihen für die strukturellen Defizite berücksichtigt? Hierauf gibt Schaubild 6b eine Antwort. Zwar hat sich der Verlauf der Reaktionslinien der drei betroffenen Notenbanken etwas verändert, an der grundsätzlichen Aussage ändert sich aber nichts. Die Linien für die deutsche und die amerikanische Zentralbank verlaufen nicht am oberen — wie es der Theorie entsprechen würde —, sondern am unteren Rand des Spektrums der sieben Notenbanken.

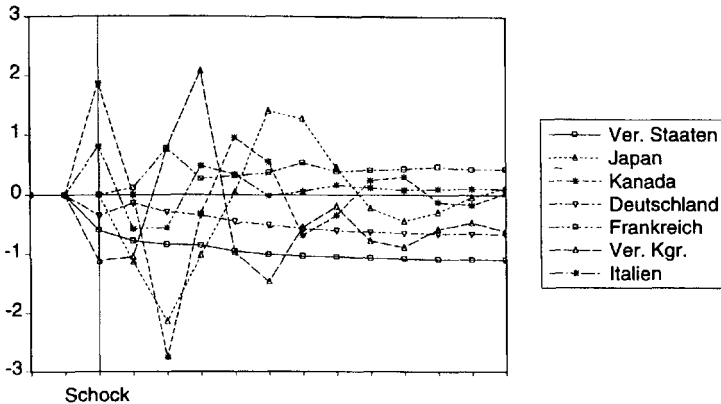
Zusammenfassend läßt sich also feststellen, daß aus den Ergebnissen der Untersuchung mit Hilfe von Granger-Kausalitätstests und von Reaktionsfunktionen keine Unterstützung für These 2 gefunden werden kann. Eher das Gegenteil ist der Fall. Bei der Interpretation dieser

**Schaubild 6a — Reaktion der Zentralbanken in den untersuchten Ländern
auf eine Erhöhung des strukturellen Defizits entsprechend
eines Prozentpunkts des nominalen Bruttoinlandsprodukts¹**



¹ Abgebildet ist jeweils die Differenz in Prozentpunkten des Wertes des Geldmarktzinses entsprechend einer dynamischen Simulation mit dem veränderten Datensatz (strukturelles Defizit in Relation zum nominalen Bruttoinlandsprodukt um einen Prozentpunkt höher) und demjenigen Wert entsprechend einer dynamischen Simulation mit dem ursprünglichen Datensatz. Verwendet wurden die Reaktionsfunktionen, bei denen die Defizit-Zeitreihen alle ungeachtet des Testergebnisses als integriert vom Grade 1 behandelt wurden.

Schaubild 6b — Reaktion der Zentralbanken in den untersuchten Ländern auf eine Erhöhung des strukturellen Defizits entsprechend eines Prozentpunkts des nominalen Bruttoinlandsprodukts¹



¹ Abgebildet ist jeweils die Differenz in Prozentpunkten des Wertes des Geldmarktzinses entsprechend einer dynamischen Simulation mit dem veränderten Datensatz (strukturelles Defizit in Relation zum nominalen Bruttoinlandsprodukt um einen Prozentpunkt höher) und demjenigen Wert entsprechend einer dynamischen Simulation mit dem ursprünglichen Datensatz. Verwendet wurden die Reaktionsfunktionen, bei denen die Defizit-Zeitreihen alle strikt entsprechend der Ergebnisse der Tests auf den Integrationsgrad behandelt wurden.

Ergebnisse ist sicherlich zu beachten, daß sich die einzelnen Notenbanken in unterschiedlichen fiskalpolitischen Umfeldern bewegen. Zum Beispiel war die finanzpolitische Lage in Italien über den Schätzzeitraum hinweg wesentlich angespannter als diejenige in Deutschland, so daß dort das Argument des Modells aus Abschnitt II.2 schwerer wiegt. Gleichzeitig sollte allerdings auch der Anreiz zur Entwertung der Schulden durch Inflation größer sein.

IV. Das Ergebnis

In dieser Arbeit sollte untersucht werden, ob der in der Theorie dargestellte Zusammenhang zwischen dem Schuldenstand bzw. dem Budgetdefizit der öffentlichen Hand auf der einen Seite und der Geldpolitik und der Inflationsrate auf der anderen Seite tatsächlich besteht, und ob dieser dadurch beeinflusst wird, daß in einem Land die Notenbank unabhängig von der Regierung ist.

Die Ergebnisse dieser Untersuchung zeichnen kein eindeutiges Bild. Es konnte gewisse Unterstützung für die Hypothese gefunden werden, daß der Grad der Unabhängigkeit der Notenbank und das Niveau der staatlichen Verschuldung negativ miteinander korreliert sind. Ein Zusammenhang zwischen der Unabhängigkeit der Geldpolitik und der Höhe der Budgetdefizite konnte nur in der jüngeren Vergangenheit festgestellt werden.

Auch für die These, daß die Unabhängigkeit der Zentralbank den Zusammenhang zwischen Schuldenstand und Inflation beeinflusst, konnte nur in eingeschränktem Maße ein Beleg gefunden werden. Bei den abhängigen Notenbanken scheint ein solcher Zusammenhang zu bestehen, bei den unabhängigen nicht. Wiederum ist die Evidenz bei der Heranziehung des Budgetdefizits anstatt des Schuldenstands geringer.

Nicht bestätigt wurde die These, daß unabhängige Zentralbanken in anderer Weise auf steigende Budgetdefizite, d.h. eine expansivere Fiskalpolitik, reagieren als abhängige Institutionen. Granger-Kausalitätstests konnten nur für zwei Länder einen Einfluß der Fiskalpolitik auf den Geldmarktzins nachweisen. Bei diesen beiden Ländern reagierte zudem

die abhängige Institution — entgegen der Aussagen der Theorie — weniger expansiv auf steigende Defizite als die unabhängige. Die Schätzung von Reaktionsfunktionen bestätigte in der Grundtendenz dieses Ergebnis. Zwar wurde hier bei allen Zentralbanken ein signifikanter Einfluß der Defizite festgestellt. Der Vergleich der Reaktionen ergibt aber ebenfalls einen Widerspruch zur Theorie. Einige abhängige Notenbanken reagieren wesentlich restriktiver auf steigende Budgetdefizite als die unabhängigen Institutionen.

Bei dieser Untersuchung ergibt sich also ein ähnliches Ergebnis wie bei derjenigen bezüglich des Zusammenhangs zwischen der Unabhängigkeit der Zentralbank und der Höhe der Inflationsrate. Zwar ist ein solcher Zusammenhang vorhanden; ein Unterschied in der Geldpolitik, der diesen Zusammenhang entsprechend der in der-Literatur diskutierten Modelle erklären könnte, läßt sich aber nicht nachweisen.⁵⁸

⁵⁸ Vergleiche Solveen (1995).

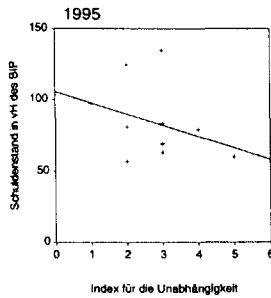
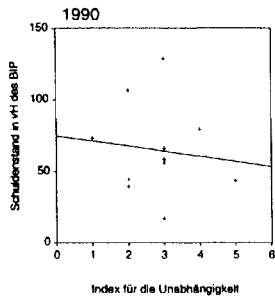
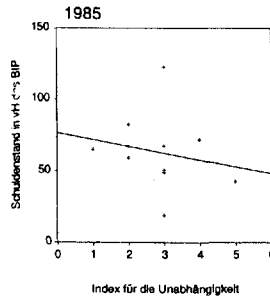
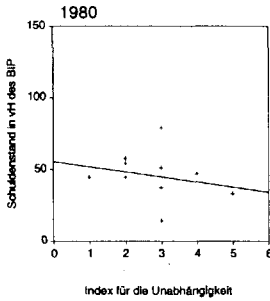
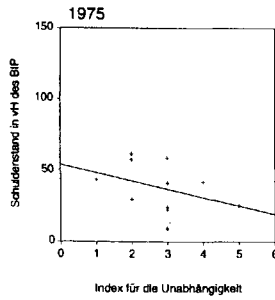
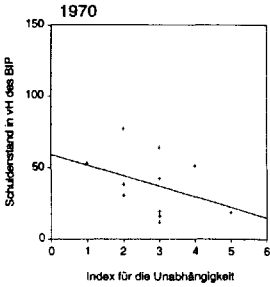
V. Appendix

Schaubild A1 zeigt den gleichen Zusammenhang auf wie Schaubild 1. Jedoch sind diesmal nur diejenigen Länder berücksichtigt, für die über die gesamte Untersuchungsperiode die benötigten Daten zur Verfügung stehen. Man sieht, daß sich an dem in Abschnitt III.1 dargestellten Ergebnis nichts Grundlegendes ändert. Weiterhin ist — in unterschiedlicher Ausprägung — eine negative Korrelation zwischen dem Index für die Unabhängigkeit und der Höhe der gesamtstaatlichen Verschuldung erkennbar. Dies wird auch durch die in Tabelle A1 aufgeführten Rangkorrelationskoeffizienten für die einzelnen Jahre bestätigt. Die negative Korrelation ist allerdings etwas ausgeprägter als bei den Werten in Tabelle 1.

Tabelle A1 — Rangkorrelationskoeffizienten für die gesamtstaatliche Verschuldung in vH des Bruttoinlandsprodukts und den Index für die Unabhängigkeit der Zentralbank in verschiedenen Jahren^a

Jahr	1970	1975	1980	1985	1990	1995
Rangkorrelationskoeffizient	-0,385	-0,433	-0,348	-0,222	-0,067	-0,327
^a Berechnet anhand von Gleichung [24].						

Schaubild A1 — Grad der Unabhängigkeit der Zentralbank¹ und gesamtstaatlicher Schuldenstand² in verschiedenen Jahren



¹ Gemessen mit dem Index von Eijffinger und Schaling (1993). Einige Werte - ermittelt mit dem selben Index - aus Eijffinger und van Keulen (1995).

² In vH des nominalen Bruttoinlandsprodukts.

Literaturverzeichnis

- Alesina, A., und G. Tabellini (1987). Rules and Discretion with Noncoordinated Monetary and Fiscal Policies. *Economic Inquiry*, 25: 619-630.
- Auernheimer, L. (1974). The Honest Government Guide to the Revenue from the Creation of Money. *Journal of Political Economy*, 82: 598-606.
- 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*.
- Calvo, G. (1978). On the Time Consistency of Optimal Policy in a Monetary Economy. *Econometrica*, 46: 639-658.
- Cukierman, A., S.B. Webb, und B. Neyapti (1992). Measuring the Independence of Central Banks and Its Effect on Policy Outcomes. *The World Bank Economic Review*, 6.
- De Haan, J. und J.E. Sturm (1992). The Case for Central Bank Independence. *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, 182: 305-328.
- Dickey, D.A., und W.A. Fuller (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Roots. *Econometrica*, 49: 1057-1072.
- Eichengreen, B., und J. von Hagen (1996). Fiscal Policy and Monetary Union: Federalism, Fiscal Restrictions and the No-Bailout-Rule. In H. Siebert (Hrsg.): *"Monetary Policy in an Integrated World Economy"*, Tübingen. In Bearbeitung.
- Eijffinger, S., und E. Schalling (1993). Central Bank Independence in Twelve Industrial Countries. *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, 184: 49-89.
- , und M. van Keulen (1995). Central Bank Independence in Another Eleven Countries. *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, 192: 39-83.
- Feldstein, M. (1996). The Costs and Benefits of Going from Low Inflation to Price Stability. Mimeo.
- Gilbert, C.L. (1986). Professor Hendry's Econometric Methodology. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48: 283-307.
- Giorno, C., P. Richardson, D. Roseveare und P. van den Noord (1995). Potential Output, Output Gaps and Structural Budget Balances. *OECD Economic Studies*, 24: 167-209.
- Grier, K.B. und H.E. Neimann (1987). Deficits, Politics, and Money Growth. *Economic Inquiry*, 25: 201-214.
- Hafer, R.W. und S.E. Hein (1988). Further Evidence on the Relationship between Federal Government Debt and Inflation. *Economic Inquiry*, 26: 239-251.
- King, R.G., und C.I. Plosser (1985). Money, Deficits, and Inflation. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 22: 147-196.
- Kotlikoff, L.J., T. Persson und L.E.O. Svensson (1988). Social Contracts as Assets: A Possible Solution to the Time-Consistency Problem. *American Economic Review*, 78: 662-677.
- 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., und E.C. Prescott (1977). Rules rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans. *Journal of Political Economy*, 85: 473-491.
- Lucas, R.E. (1994). On the Welfare Cost of Inflation. *Discussion Paper Center for Economic Policy Research, Stanford University*, No. 394.
- , und N. Stokey (1983). Optimal Fiscal and Monetary Policy in an Economy without Capital. *Journal of Monetary Economics*, 12: 55-94.
- Masciandaro, D. und G. Tabellini (1988). Monetary Regimes and Fiscal Deficits: A Comparative Analysis. *Discussion Paper University of Milano No. 20*.
- Mc Kinnon, J.G. (1990). Critical Values for Cointegration Tests. *UCSD Economics Discussion Paper*: 90-4.
- Nordhaus, W.D. (1994). Policy Games: Coordination and Independence in Monetary and Fiscal Policies. *Brooking Papers on Economic Activity*, 2: 139-216.
- OECD (1995). Economic Outlook. December 1995.
- Parkin, M. (1986). Domestic Monetary Institutions and Fiscal Deficits. *Working Paper Centre for the Study of International Economic Relations No. 8605c*.
- Persson, M., T. Persson und L.E.O. Svensson (1987). Time Consistency of Fiscal and Monetary Policy. *Econometrica*, 55: 1419-1432.
- Persson, T., und G. Tabellini (1990). Macroeconomic Policy, Credibility and Politics. *Harwood Academic Publishers*. Chur-London-Paris-New York.
- Protopodakis, A.A., und J.J. Siegel (1987). Are Money Growth and Inflation Related to Government Deficits? Evidence from Ten Industrialized Economies. *Journal of International Money and Finance*, 6: 31-48
- Ramsey, F.P. (1927). A Contribution to the Theory of Taxation. *The Economic Journal*, 37: 47-61.
- Rogers, C.A. (1986). The Effect of Distributive Goals on the Time Inconsistency of Optimal Taxes. *Journal of Monetary Economics*, 17: 251-269.
- Rogoff, K. (1985). The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target. *The Quarterly Journal of Economics*, 100: 1169-1189.
- Sargent, T. und N. Wallace (1981). Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Fall 1981: 1-17.
- Schlittgen, R. (1990). Einführung in die Statistik. 2., völlig überarbeitete Auflage. München.
- Solveen, R. (1995). Zentralbankpolitik und Zentralbankautonomie - Spielt die Unabhängigkeit eine Rolle? *Kieler Arbeitspapier Nr. 710*.
- (1996). Verhindert die Unabhängigkeit der Zentralbank politische Konjunkturzyklen? *Kieler Arbeitspapier Nr. 747*.

- Strotz, R.H. (1955-56). Myopia and Inconsistency in Dynamic Utility Maximization. *Review of Economic Studies*, 23: 165-180.
- Velz, T. (1988). Budget Deficits, Debt Monetization, and Inflation. The University of Connecticut.