

Staatsverschuldung und langfristiger Zinssatz in einem Modell effizienter Märkte und rationaler Erwartungen

Eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland*

Von Gebhard Flaig, Augsburg

I. Einleitung

In der nationalen und internationalen Diskussion werden oft die staatlichen Budgetdefizite für die hohen Zinssätze der letzten Jahre verantwortlich gemacht. Der in dieser Debatte erweckte Eindruck, daß die Ökonomen in dieser Frage eine relativ eindeutige Position vertreten, ist nicht zutreffend. Vielmehr lassen sich mindestens zwei konträre Meinungen identifizieren, die kurz skizziert werden sollen.

Die traditionelle Sicht betrachtet Staatspapiere als einen Bestandteil des privaten Nettovermögens. Eine Reduzierung der Steuern und gleichzeitige Erhöhung der Staatsverschuldung (bei gegebenen Staatsausgaben) erhöht nach dieser Meinung den privaten Konsum und damit *ceteris paribus* die Produktion. Bei gegebener Geldmenge sei deshalb eine Erhöhung des Zinsniveaus zu erwarten, die dann zu einer Reduzierung zinsabhängiger Nachfragebestandteile führe (für einen Überblick über die verschiedenen Arten des crowding out vgl. z.B. *Duwendag* (1983) oder *Friedman* (1978); für eine kurze Übersicht über empirische Arbeiten vgl. *Caesar* (1985)).

Dagegen steht das Ricardianische Äquivalenz-Theorem, das vor allem von *Barro* (1974) propagiert wurde. In einem Modell überlappender Generationen hat er gezeigt, daß voll rationale Haushalte, die in ihre Nutzenüberlegungen auch das Wohlergehen ihrer Nachkommen einbeziehen, ihre Ersparnisse um den vollen Betrag einer zusätzlichen Staatsverschuldung erhöhen, da der Barwert der zukünftigen Steuerzahlungen ebenfalls um denselben Betrag steigt und deshalb keine Veränderung des Nettovermögens eingetreten ist.

* Für wertvolle Anregungen danke ich Herrn Prof. *B. Gahlen* und Herrn Dipl.-Ökonom *M. Stadler*.

Die theoretische Herleitung der Neutralität der Staatsverschuldung benötigt eine Reihe zum Teil sehr restriktiver Annahmen, z. B. perfekte Kapitalmärkte, keine Angebotseffekte wegen variierender Grenzsteuersätze, effektive Intergenerationentransfers (für einen Überblick über diese Kritikpunkte vgl. *Grassl* (1984) oder *Tobin* (1980). *Friedman* (1978) argumentiert, daß selbst dann, wenn die Haushalte den vollen Betrag der Steuersenkung sparen, der Zinssatz durch Portfolioeffekte beeinflußt wird. Diese Gegenargumente gegen die *Barro*-Hypothese zeigen, daß die Auseinandersetzung durch rein theoretische Argumente nicht beizulegen ist. Nötig sind empirische Untersuchungen, die die beobachtbaren Implikationen der Neutralitätshypothese überprüfen.

In der Literatur sind vor allem zwei Konsequenzen getestet worden. Die erste Möglichkeit ist die direkte Überprüfung der Behauptung, daß der private Konsum (bei gegebenen Staatsausgaben) nicht von der Höhe des staatlichen Finanzierungssaldos oder dem Wert der ausstehenden Staatsschuld abhängig sei (vgl. hierzu *Aschauer* (1985), *Feldstein* (1982), *Kormendi* (1983), *Seater/Mariano* (1985), *Tanner* (1979)).

Eine zweite Implikation der Neutralitätshypothese, die in diesem Aufsatz untersucht werden soll, ist die, daß die Staatsverschuldung oder ihre Veränderung keinen Einfluß auf den Zinssatz hat. Diese Hypothese wurde von *Evans* (1985) und *Makin* (1983) im Rahmen von erweiterten IS-LM-Modellen ökonometrisch bestätigt.

Ein wichtiger Einwand gegen die dabei benutzte Modellformulierung kommt von der Theorie rationaler Erwartungen und effizienter Märkte. Sie besagt, daß sich jede vorhersehbare spätere Änderung der Determinanten des Zinssatzes sofort im Kurs niederschlägt. Die langfristigen Ertragsraten reagieren demgemäß nur auf unerwartete Veränderungen der relevanten Einflußgrößen. Eine Regression des Zinssatzes auf das Staatsdefizit der laufenden Periode ist deshalb möglicherweise eine Fehlspezifikation. Diese Kritik ist auch für Modellformulierungen relevant, wie sie etwa den empirischen Arbeiten von *Franke/Friedrich* (1984) und *Ketterer* (1984) zugrundeliegen.

Modelle effizienter Wertpapiermärkte sind von *Mishkin* (1981) und *Plosser* (1982) dazu herangezogen worden, die Bedeutung der Geldpolitik bzw. der staatlichen Ausgaben- und Finanzierungspolitik für den langfristigen Zinssatz zu untersuchen. *Mishkin* findet keinen Beleg, daß Erhöhungen des Geldangebots den Zinssatz senken und *Plosser* erhält das Resultat, daß Staatsausgaben einen positiven Einfluß auf den Zinssatz haben, die Staatsverschuldung aber keine Bedeutung hat. Für die Bundesrepublik fehlen

meines Wissens empirische Untersuchungen, die auf der Theorie effizienter Märkte aufbauen. Gelegentlich werden Aussagen über den Zusammenhang zwischen Staatsverschuldung und Zinssatzentwicklung gar auf dem optischen Vergleich der Entwicklung der möglicherweise relevanten Variablen aufgebaut (vgl. etwa *Pohl* (1980)). Angesichts der oft heftigen öffentlichen Diskussion besteht weiterhin ein Bedarf an theoretisch fundierten empirischen Untersuchungen.

II. Das theoretische Modell

Je nach Fragestellung sind in der Literatur unterschiedliche Ansätze zur Erklärung der Zinssatzentwicklung verwendet worden (für einen kurzen Überblick vgl. *Mascaro/Meltzer* (1983)). Das diesem Aufsatz zugrundeliegende Modell besteht aus zwei Teilen. Der erste Teil beschreibt den Zusammenhang zwischen kurz- und langfristigen Zinssätzen, also die Zinsstruktur, und der zweite Teil den Einfluß der Politikvariablen auf den kurzfristigen Zinssatz. Zusammengenommen erklärt dieses Modell, wie sich Änderungen von Geldmenge, Staatsausgaben und Staatsdefizit im langfristigen Zinssatz niederschlagen. Der Ansatz wird so formuliert, daß das von der Theorie effizienter Wertpapiermärkte geforderte intertemporale Arbitragegleichgewicht eingehalten wird. Für die Formulierung der Erwartungsbildung hinsichtlich Geldmenge, Staatsausgaben und Finanzierungsdefizit werden univariate und multivariate autoregressive Prozesse herangezogen. Damit wird zumindest eine schwache Form der rationalen Erwartungsbildung unterstellt. Zur Erklärung des Zusammenhangs zwischen kurz- und langfristigen Zinssätzen wird die sogenannte Erwartungshypothese zugrundegelegt (vgl. bspw. *Pesando* (1978)). Diese Hypothese besagt, daß im Gleichgewicht ein Investor indifferent ist zwischen einer Anlage in einem Wertpapier der Restlaufzeit von n Perioden und einer n -mal wiederholten Anlage in einem Wertpapier mit jeweils einer einperiodigen Restlaufzeit. Dabei wird von Transaktionskosten abgesehen. Approximativ ist in der Periode t die Rendite eines langfristigen Wertpapiers mit Restlaufzeit von n Perioden, R_t^n , gleich dem arithmetischen Mittel des jetzt geltenden und der für die Zukunft erwarteten kurzfristigen Zinssätze r_{t+i} plus einer Liquiditäts- und Risikoprämie k :

$$(2.1) \quad R_t^n = \frac{1}{n} [r_t + E_t r_{t+1} + \dots + E_t r_{t+n-1}] + k_t$$

Dabei ist E_t der Erwartungsoperator, d.h. $E_t r_{t+i}$ ist der in der Periode t für die Periode $t+i$ erwartete kurzfristige Zinssatz.

Für die Veränderung des langfristigen Zinssatzes gilt

$$(2.2) \quad R_t^n - R_{t-1}^n = \frac{1}{n} (E_t r_{t+n-1} - r_{t-1}) + \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-2} (E_t - E_{t-1}) r_{t+j} + k_t - k_{t-1}$$

Für große n kann der erste Term auf der rechten Seite vernachlässigt werden. Dann ist die Veränderung des langfristigen Zinssatzes proportional zu den Erwartungsrevisionen für den jetzigen und die zukünftigen kurzfristigen Zinssätze plus der Änderung der Risikoprämie. Wir nehmen zunächst an, daß die Risikoprämie konstant ist (für mögliche Erklärungen von Änderungen von k vgl. z.B. *Campbell/Shiller* (1984)).

Die intertemporale Gleichgewichtsbedingung (2.2) kann unter diesen Annahmen geschrieben werden als

$$(2.2') \quad R_t^n - R_{t-1}^n = \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-2} (E_t - E_{t-1}) r_{t+j}$$

Diese Gleichgewichtsbedingung wird oft dadurch in eine ökonometrisch schätzbare Form gebracht, daß für das Entwicklungsgesetz des kurzfristigen Zinssatzes eine univariate autoregressive Darstellung gewählt und eine eindeutige Kausalrichtung von den kurzfristigen zu den langfristigen Zinssätzen unterstellt wird. Im folgenden wird dieser Ansatz dadurch erweitert, daß explizit der Einfluß von Politikvariablen auf die kurzfristigen Zinssätze modelliert wird. Der kurzfristige Zinssatz wird also nicht mehr als exogene Variable betrachtet.

In Anlehnung an *Plosser* (1982) nehmen wir an, daß der kurzfristige Zinssatz r_t abhängig sei von einem l -dimensionalen Vektor x von exogenen Variablen und von den eigenen Vergangenheitswerten:

$$(2.3) \quad r_t = A(L) r_t + B(L) x_t + u_t$$

$$\text{mit } A(L) \quad = a_1 L + a_2 L^2 + \dots$$

$$B(L) = B_0 + B_1 L + B_2 L^2 + \dots$$

L ist der Lag-Operator, a_i ist ein Skalar und B_j ist ein l -dimensionaler Zeilenvektor. u_t ist eine white-noise Zufallsvariable mit $Ex_t u_s = 0$ für alle t und s .

Weiterhin nehmen wir an, daß die Variablen x einem multivariaten autoregressiven Prozeß folgen

$$(2.4) \quad x_t = C(L) x_t + v_t$$

$$\text{mit } C(L) = C_1 L + C_2 L^2 + \dots$$

C_i ist eine $l \times l$ -dimensionale Matrix. Die Elemente des Zufallvektors v haben einen Erwartungswert von null, sollen zeitlich unkorreliert sein, dürfen aber untereinander eine kontemporäre Korrelation aufweisen. Aus (2.3) folgt unmittelbar

$$(2.5) \quad (E_t - E_{t-1}) r_t = r_t - E_{t-1} r_t = B_0 (x_t - E_{t-1} x_t) + u_t$$

Durch sukzessive Substitution läßt sich leicht zeigen, daß alle Erwartungsrevisionen der zukünftigen kurzfristigen Zinssätze proportional zu den Erwartungsfehlern der exogenen Variablen x in der laufenden Periode sind:

$$(2.6) \quad \begin{aligned} (E_t - E_{t-1}) r_{t+\tau} &= D(x_t - E_{t-1} x_t) \\ &= D(x_t - C(L) x_t) \quad \text{für } \tau = 1, 2, \dots \end{aligned}$$

wobei der Vektor D eine Funktion von $A(L)$, $B(L)$ und $C(L)$ ist. Setzt man (2.5) und (2.6) in die Gleichung (2.2') ein, erhält man

$$(2.7) \quad R_t^n - R_{t-1}^n = F(x_t - C(L) x_t) + \varepsilon_t = F v_t + \varepsilon_t$$

F hängt ähnlich wie D von den Parametern $A(L)$, $B(L)$, $C(L)$ und n ab. Dies bedeutet insbesondere, daß die Gleichung (2.7) nicht gegen die *Lucas-Kritik* immun ist, da Veränderungen der „Politikregel“ (2.4) auch eine Änderung des Parametervektors F implizieren (vgl. dazu *Mishkin* (1981) und *Plosser* (1982), der für den Fall einer moving-average Darstellung von (2.4) die explizite Formel für F angibt). Der Grund hierfür ist, daß je nach Art des stochastischen Prozesses die Prognosefehler der laufenden Periode von unterschiedlichem Gewicht sind für die Erwartungsrevisionen der zukünftigen kurzfristigen Zinssätze. Die Störvariable ε_t ist eine Funktion von u_t und möglichen stochastischen Änderungen der Risikoprämie. Wichtig ist vor allem die Annahme, daß ε_t und v_t unkorreliert sind. Dies setzt voraus, daß $(x_t - E_{t-1} x_t)$ exogen ist. Läuft hingegen auch eine Kausalkette von der Zinssatzveränderung $R_t^n - R_{t-1}^n$ auf die Variablen x_t oder beeinflußt eine dritte Variable sowohl x_t als auch R_t^n , sind die geschätzten Parameter \hat{F} inkonsistent (für eine Diskussion der Identifikations- und Schätzprobleme in solchen Modellen vgl. *Abel/Mishkin* (1983) und *Mishkin* (1981)).

Für die inhaltliche Spezifikation des Vektors x bieten sich zwei unterschiedliche Möglichkeiten an. Die erste Alternative ist, nur Politikvariable

zu berücksichtigen. Dies ist z. B. die Vorgehensweise von *Plosser* (1982). Die zweite Möglichkeit ist, auch solche Variable zuzulassen, die im Systemzusammenhang als endogen einzustufen sind, wie etwa die Inflationsrate. Diese Vorgehensweise wurde z. B. von *Mishkin* (1981) gewählt.

Sind die Innovationen v_t^P der Politikvariablen in der Gleichung (2.4) unabhängig von den Innovationen v_t^E der Nichtpolitikvariablen, werden die Parameter der Politikvariablen in beiden Versionen korrekt geschätzt. Sind sie jedoch korreliert, führt die Spezifikation ausschließlich mit Politikvariablen zu verzerrten Schätzwerten. Deshalb wird in dieser Arbeit die „strukturelle Form“ geschätzt, bei der auch solche Variable berücksichtigt werden, die im Systemzusammenhang endogen sind.

III. Die empirischen Ergebnisse

1. Die inhaltliche Spezifikation

Das zu schätzende Modell besteht aus der Zinsgleichung (2.7) und dem Gleichungssystem (2.4). Es soll insbesondere überprüft werden, ob die Wahl zwischen Steuer- und Kreditfinanzierung der staatlichen Ausgaben einen Einfluß auf den langfristigen Zinssatz hat. Neben der Staatsverschuldung werden noch die Staatsausgaben, die Geldmenge, das Bruttosozialprodukt, die Inflationsrate und ein ausländischer Zinssatz als Elemente des Vektors x berücksichtigt. Da die ersten vier Variablen nicht stationär sind, wurden für sie Wachstumsraten (bzw. bei der Staatsverschuldung absolute Veränderungen) berechnet. Als alternative Methode, Stationarität zu erzeugen, wurden Abweichungen vom Trend berechnet. Die Ergebnisse waren qualitativ den hier veröffentlichten ähnlich.

Die im Regressionsmodell verwendeten Variablen sind wie folgt definiert (die Datenquellen sind im Anhang angegeben):

- R:** Langfristiger Zinssatz
Alternativ wurden herangezogen
RA: Umlaufrendite der Anleihen der öffentlichen Hand
R 1: Rendite der Bundesanleihen mit Restlaufzeit 1 Jahr
R 10: Rendite der Bundesanleihen mit Restlaufzeit 10 Jahre
BSP: Wachstumsrate des realen Sozialprodukts minus reale Staatsausgaben
SA: Wachstumsrate der realen Staatsausgaben
SV: Reale Veränderung der Nettostaatsschuld
M 1: Wachstumsrate der Geldmenge $M 1$
PC: Wachstumsrate des VGR-Deflators für den privaten Konsum
RUS: Treasury Bill Rate in den USA.

Als abhängige Variable in der Zinsgleichung wurden alternativ drei Zinssätze verwandt. Die Umlaufrendite aller öffentlichen Anleihen RA hängt nicht nur vom „Zinsniveau“, sondern auch von der Fälligkeitsstruktur ab. Diesen Nachteil vermeiden die beiden anderen Zinssätze. R_1 und R_{10} repräsentieren zwei Extremfälle möglicher Restlaufzeiten.

Als Indikator für Einkommen und Produktion wurde das reale Brutto-sozialprodukt abzüglich den realen Staatsausgaben ausgewählt. Die Staatsausgaben werden vom Sozialprodukt abgezogen, um die Korrelation zwischen unerwarteten Änderungen beider Variablen zu minimieren. Die Staatsausgaben haben vor allem in der Neuen Klassischen Makroökonomie eine große Bedeutung für die Zinssatzerklärung, insbesondere soweit Änderungen von den Wirtschaftssubjekten als temporär empfunden werden (vgl. Barro (1984)).

Schwierig zu messen ist die ökonomisch relevante Veränderung der Staatsverschuldung. Meist wird sie als der in der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung gemessene Finanzierungssaldo, eventuell deflationiert mit einem geeigneten Preisindex, definiert. Theoretisch sinnvoller erscheint jedoch eine Variable, die inflationsbedingte Veränderungen der Verschuldung berücksichtigt (vgl. Barro (1984)). In der Variablen SV ist dieser Korrekturposten abgezogen. Wie aber z.B. Eisner/Pieper (1984) argumentieren, können und (sollten) noch mehr Bereinigungen durchgeführt werden, darunter z.B. die durch Zinssatzänderungen induzierten Wertänderungen staatlicher Wertpapiere. Dies ist mangels ausreichender Daten nicht möglich. Außerdem hätte dies in unserer Spezifikation eine Korrelation von ε und v zur Folge. Für die Staatsverschuldung wurden absolute Veränderungen und keine Wachstumsraten berechnet, da diese Variable bis 1975 negativ war und erst seitdem positiv wurde. In der Zeit des Vorzeichenwechsels hätten Wachstumsraten extrem hohe Werte aufgewiesen.

Das Geldangebot wird durch die Geldmenge M_1 gemessen. Sie soll hauptsächlich den Liquiditätseffekt der Geldpolitik repräsentieren. Die Inflationsrate hat über den Fisher-Effekt einen positiven Einfluß auf den Zinssatz. Sie wird durch die Wachstumsrate des Preisindex für den privaten Verbrauch gemessen.

Für die Wahl eines ausländischen Zinssatzes steht eine lange Liste von Kandidaten zur Verfügung. Wegen der Bedeutung des US-Marktes wurde die Treasury Bill Rate genommen. Bei der Entscheidung über in- oder ausländische Finanzanlagen spielen sicher auch Wechselkurserwartungen eine bedeutende Rolle. Es ist jedoch sehr schwierig, solche Wechselkurserwartungen zufriedenstellend zu modellieren. Auf die Verwendung des Swapsatz-

zes (wie etwa bei *König/Wolters* (1984)) wurde verzichtet, da es unplausibel erscheint, daß der Störterm in der Gleichung für den kurzfristigen inländischen Zinssatz und der für den Swapsatz in der Gl. (2.4) unkorreliert sind.

Bei allen Schätzungen wurden Saisondummies berücksichtigt, da die Daten nicht saisonbereinigt sind. Die Schätzperiode umfaßt den Zeitraum vom ersten Quartal 1969 bis zum vierten Quartal 1983. Der Beginn 1969 wurde gewählt, da sich der Zusammenhang zwischen kurz- und langfristigen Zinssätzen seit 1969 gegenüber der früheren Zeit geändert zu haben scheint (vgl. *König/Wolters* (1984)). Außerdem stehen die Zinssätze R_1 und R_{10} erst seit 1967 zur Verfügung.

2. Die Schätzmethode

Die Modellparameter werden mit Hilfe eines zweistufigen Verfahrens geschätzt, das von *Barro* (1978) zur Analyse der Output- und Preiswirkungen unerwarteter Geldmengenänderungen benutzt wurde. In der ersten Stufe werden die Parameter $C(L)$ des Gleichungssystems (2.4) geschätzt. Die empirischen Residuen \hat{v}_t können als Einschnittprognosefehler interpretiert werden. Sie werden in der zweiten Stufe als Regressoren in die Zinsgleichung (2.7) eingesetzt. Aus der Gleichung

$$(2.7') \quad R_t^n - R_{t-1}^n = F\hat{v}_t + \varepsilon_t$$

werden die Schätzungen für den Vektor F gewonnen.

Gegen diese Vorgehensweise ist verschiedentlich Kritik vorgebracht worden (vgl. etwa *Leiderman* (1980) oder *Mishkin* (1981)). Das erste Argument ist, daß eine simultane Schätzung von (2.4) und (2.7) asymptotisch effizienter sei, da die Parameter C in beiden Gleichungen vorkommen. Das zweite Argument lautet, daß die Schätzung der Varianz-Kovarianz-Matrix verzerrt sei und deshalb unkorrekte Testergebnisse produziert würden. Das dritte Argument ist, daß die Annahme rationaler Erwartungen, d.h. daß die Matrix C in beiden Gleichungen identisch ist, nicht getestet werden kann.

Für den Fall, daß in der zweiten Gleichung nur Überraschungsvariablen erscheinen, hat *Pagan* (1984) jedoch gezeigt, daß die asymptotische Verteilung der OLS-Schätzung mit der ML-Schätzung identisch ist. Außerdem wird die Varianz-Kovarianz-Matrix korrekt geschätzt. Werden auch verzögerte Werte von Überraschungen als Regressoren zugelassen, wird die Situation etwas komplizierter. Die Nullhypothese $F = 0$, daß also die Variablen x keinen Einfluß auf R haben, kann jedoch korrekt getestet werden. In einer Monte-Carlo-Studie haben *Hoffman/Low/Schlagenhauf* (1984)

gezeigt, daß auch in kleinen Stichproben die zweistufigen Kleinst-Quadrat-Schätzungen der Maximum-Likelihood-Methode nicht unterlegen sind. In dem später spezifizierten Modell wären bei einer ML-Schätzung simultan 116 Parameter zu schätzen gewesen. Dies hätte möglicherweise die Schätzgenauigkeit reduziert. Aus all diesen Gründen erschien es legitim, die wesentlich einfachere zweistufige OLS-Methode anzuwenden.

3. Die Schätzergebnisse

a) Die Schätzung der Bestimmungsgleichungen für die erklärenden Variablen

In diesem Abschnitt werden die Parameter des Gleichungssystems (2.4) geschätzt. Sie dienen dazu, unerwartete Änderungen der Variablen *BSP*, *SA*, *SV*, *M 1*, *PC* und *RUS* zu isolieren. Dazu werden zwei Modellansätze benutzt, einmal eine univariate Erklärung jeder Variablen, zum andern ein multivariater Ansatz. Im ersten Fall wird jede Variable nur durch eigene verzögerte Werte erklärt, im zweiten Fall auch durch verzögerte Werte der anderen Variablen.

Im univariaten Modell I wird also der Regressionsansatz

$$(3.1) \quad x_{i,t} = \sum_{j=1}^{N_i} a_{ij} x_{i,t-j} + v_{i,t}$$

für jede Variable geschätzt, wobei i die Ausprägungen *BSP*, *SA*, *SV*, *M 1*, *PC* und *RUS* annehmen kann. Für die Bestimmung der optimalen Laglänge N_i sind in der Literatur mehrere Möglichkeiten vorgeschlagen worden (für einen Überblick vgl. Wolters (1984)). Als Kriterien werden in dieser Arbeit die Testmaße Korrigiertes R^2 (\bar{R}^2), Finaler Prognosefehler (*FPE*) und das Hannan/Quinn- Kriterium (*HQ*) verwandt. Es sei S_m die Fehlerquadratsumme bei Schätzung von m Parametern und T die Anzahl der Beobachtungen. Dann ist

$$(3.2) \quad FPE = \frac{T+m}{T-m} \frac{S_m}{T}$$

$$HQ = \ln \frac{S_m}{T} + 2m \frac{\ln \ln T}{T}$$

In der Tabelle 1 ist für jede der erklärenden Variablen die bei den einzelnen Testkriterien optimale sowie die gewählte Laglänge, sowie in Klammern das korrigierte R^2 für die optimale Ordnung angegeben.

Tabelle 1
Optimale Laglänge der univariaten autoregressiven Prozesse

| Variable | Kriterium | \bar{R}^2 | FPE | HQ | gewählt |
|------------|-----------|-------------|-----|----|---------|
| <i>BSP</i> | | 7 (0,906) | 7 | 7 | 7 |
| <i>SA</i> | | 4 (0,963) | 4 | 4 | 4 |
| <i>SV</i> | | 5 (0,645) | 5 | 5 | 5 |
| <i>M 1</i> | | 5 (0,898) | 5 | 1 | 5 |
| <i>PC</i> | | 7 (0,664) | 7 | 7 | 7 |
| <i>RUS</i> | | 4 (0,757) | 5 | 1 | 4 |

Schließlich wurde für jedes gewählte Modell überprüft, ob die Residuen white noise sind. Von den ersten vier Autokorrelationskoeffizienten waren nur der jeweils vierte bei den Variablen *PC* und *RUS* etwas größer als der geschätzte Standardfehler $1/\sqrt{T}$.

Für die spätere Interpretation der Ergebnisse sind die Korrelationen zwischen den Residuen wichtig. Sie sind in Tabelle 2 abgedruckt.

Tabelle 2
Korrelationen zwischen den Residuen der univariaten autoregressiven Prozesse (Modell I)

| | <i>BSP</i> | <i>SA</i> | <i>SV</i> | <i>M 1</i> | <i>PC</i> | <i>RUS</i> |
|------------|------------|-----------|-----------|------------|-----------|------------|
| <i>BSP</i> | 1,00 | | | | | |
| <i>SA</i> | 0,28 | 1,00 | | | | |
| <i>SV</i> | – 0,24 | 0,12 | 1,00 | | | |
| <i>M 1</i> | 0,06 | 0,05 | 0,20 | 1,00 | | |
| <i>PC</i> | – 0,05 | 0,03 | – 0,08 | – 0,25 | 1,00 | |
| <i>RUS</i> | 0,20 | 0,18 | – 0,10 | – 0,09 | – 0,02 | 1,00 |

Im multivariaten Modell II wird der Regressionsansatz

$$(3.3) \quad x_{i,t} = \sum_k \sum_{j=1}^{N_k} a_{ikj} x_{k,t-j} + v_{i,t}$$

geschätzt. Sowohl i als auch k nehmen die Ausprägungen *BSP*, *SA*, *SV*, *M 1*, *PC* und *RUS* an. Die optimale Laglänge der jeweils eigenen verzögerten Werte wird vom Modell I übernommen. Für die anderen erklärenden Variablen wird eine feste maximale Laglänge von 4 Quartalen vorgegeben.

Um irrelevante Variable auszuschneiden, wurde folgendes Verfahren angewandt. Zunächst wurde die Gleichung (3.3) mit allen erklärenden Variablen geschätzt. Dann wurden alternativ die vier verzögerten Werte einer Erklärungsvariablen aus der Regressionsgleichung herausgenommen. Für jede dieser Gleichungen wurden die fünf folgenden Testmaße berechnet: Korrigiertes R^2 , Finaler Prognosefehler, *Hannan/Quinn*-Kriterium sowie die Likelihood-ratio- und *F*-Statistik (5 v. H. Signifikanzniveau) gegenüber dem vollen Modell. Haben mindestens drei dieser Maße angezeigt, daß die jeweilige Variable einen signifikanten Erklärungswert hat, wurde sie im endgültigen Modell berücksichtigt. Die Tabelle 3 zeigt, welche Variablen dies jeweils sind. Zum Vergleich mit den univariaten Prozessen wurde auch das \bar{R}^2 angegeben. Die Überprüfung der Autokorrelationskoeffizienten ergab nur bei der Preisgleichung (*PC*) für die vierte Verzögerung einen signifikant von null verschiedenen Wert.

Tabelle 3
Verzeichnis der erklärenden Variablen in Modell II

| Abhängige Variable | Erklärende Variable | \bar{R}^2 |
|--------------------|-------------------------|-------------|
| <i>BSP</i> | <i>SV, PC</i> | 0,924 |
| <i>SA</i> | <i>BSP, SV</i> | 0,970 |
| <i>SV</i> | <i>BSP, RUS</i> | 0,752 |
| <i>M 1</i> | <i>RUS</i> | 0,919 |
| <i>PC</i> | <i>SA, SV, M 1, RUS</i> | 0,747 |
| <i>RUS</i> | – | 0,757 |

Auch wenn keine systematische Suche nach optimalen Lag-Ordnungen durchgeführt wurde, gibt die Tabelle 3 einige Hinweise auf „*Granger-Kausalitäten*“, die zwischen den Variablen gelten. Innerhalb des Systems ist der US-Zinssatz exogen und die Geldmenge ist hinsichtlich der inländischen Variablen ebenfalls exogen. Ansonsten herrschen relativ komplizierte feedback-Beziehungen. Die Korrelationen zwischen den Residuen für Modell II sind aus Tabelle 4 ersichtlich.

Tabelle 4

**Korrelationen zwischen den Residuen der multivariaten
autoregressiven Prozesse (Modell II)**

| | <i>BSP</i> | <i>SA</i> | <i>SV</i> | <i>M 1</i> | <i>PC</i> | <i>RUS</i> |
|------------|------------|-----------|-----------|------------|-----------|------------|
| <i>BSP</i> | 1,00 | | | | | |
| <i>SA</i> | 0,22 | 1,00 | | | | |
| <i>SV</i> | – 0,30 | 0,20 | 1,00 | | | |
| <i>M 1</i> | – 0,01 | – 0,00 | 0,22 | 1,00 | | |
| <i>PC</i> | – 0,07 | – 0,03 | – 0,11 | – 0,13 | 1,00 | |
| <i>RUS</i> | 0,12 | 0,12 | – 0,08 | – 0,10 | – 0,04 | 1,00 |

b) Die Schätzung der Zinsgleichung

In diesem Abschnitt werden die Parameter der Zinsgleichung (2.7) geschätzt. Abhängige Variable ist alternativ die Veränderung der Zinssätze *RA*, *R 1* und *R 10*. Erklärende Variablen waren die empirischen Residuen der Erklärungsgleichungen für *BSP*, *SA*, *SV*, *M 1*, *PC* und *RUS*. Sowohl die univariaten (Modell I) als auch die multivariaten (Modell II) Erklärungsansätze wurden verwandt. Die Tabellen 5, 6 und 7 zeigen die geschätzten Regressionsparameter und *t*-Werte (in Klammern). Das „*R*“ hinter den Symbolen der erklärenden Variablen weist darauf hin, daß es sich um die Residuen handelt. Jedes Modell wurde auch mit den Prognosefehlern der vergangenen Periode als zusätzlichen erklärenden Variablen geschätzt, um mögliche Informations-Lags zu berücksichtigen. Weiter verzögerte Prognosefehler waren in jedem Fall insignifikant. Ebenso waren in keinem Fall die verzögert endogenen Variablen signifikant. Zumindest gemäß diesem Test kann die Hypothese der effizienten Märkte nicht verworfen werden.

Die Interpretation der Ergebnisse soll zunächst auf einer eher technischen Ebene erfolgen, um dann die ökonomischen Implikationen herauszuarbeiten. Ein Prognosefehler für das Sozialprodukt hat in allen Modellen einen positiven Einfluß auf den langfristigen Zinssatz. Dies gilt auch für die verzögerten Werte. Der Regressionskoeffizient ist jedoch in allen Fällen nicht abgesichert. Steigt die Wachstumsrate des Sozialprodukts gegenüber dem Vorquartal unerwartet um 1 v.H., erhöht sich *RA* in Modell I ohne verzögerte Werte um 0,028 Prozentpunkte, in Modell II mit verzögerten Werten im ersten Quartal um 0,072 Prozentpunkte und im nächsten noch einmal um 0,062 Prozentpunkte. Aufgrund der Definition der Vorquartalsveränderun-

Tabelle 5
Schätzergebnisse für $RA - RA (-1)$

| Erklärende Variable | Modell I | | | | Modell II | | | |
|---------------------|----------|-------|----------|-------|-----------|-------|----------|-------|
| <i>BSPR</i> | 0,0069 | (0,6) | 0,0080 | (0,7) | 0,0191 | (1,3) | 0,0179 | (1,3) |
| <i>SAR</i> | 0,0068 | (0,6) | 0,0100 | (1,0) | − 0,0052 | (0,4) | 0,0043 | (0,3) |
| <i>SVR</i> | − 0,0001 | (0,0) | 0,0215 | (1,0) | 0,0397 | (1,3) | 0,0367 | (1,3) |
| <i>M 1 R</i> | − 0,0255 | (2,8) | − 0,0189 | (2,0) | − 0,0235 | (2,1) | − 0,0225 | (2,1) |
| <i>PCR</i> | 0,0738 | (1,8) | 0,0566 | (1,5) | 0,0627 | (1,1) | 0,0615 | (1,1) |
| <i>RUSR</i> | 0,2247 | (5,1) | 0,2580 | (5,9) | 0,2328 | (5,1) | 0,2473 | (5,5) |
| <i>BSPR</i> (− 1) | | | 0,0145 | (1,3) | | | 0,0156 | (1,1) |
| <i>SAR</i> (− 1) | | | 0,0089 | (0,9) | | | 0,0007 | (0,1) |
| <i>SVR</i> (− 1) | | | − 0,0345 | (1,6) | | | − 0,0254 | (0,9) |
| <i>M 1 R</i> (− 1) | | | 0,0168 | (1,9) | | | 0,0166 | (1,6) |
| <i>PCR</i> (− 1) | | | − 0,0154 | (0,4) | | | − 0,0419 | (0,8) |
| <i>RUSR</i> (− 1) | | | 0,0764 | (1,6) | | | 0,1234 | (2,9) |
| \bar{R}^2 | 0,430 | | 0,516 | | 0,352 | | 0,452 | |
| <i>DW</i> | 1,91 | | 1,66 | | 1,65 | | 1,60 | |

Tabelle 6
Schätzergebnisse für $R 1 - R 1 (-1)$

| Erklärende Variable | Modell I | | | | Modell II | | | |
|---------------------|----------|-------|----------|-------|-----------|-------|----------|-------|
| <i>BSPR</i> | 0,0047 | (0,3) | 0,0088 | (0,6) | 0,0147 | (0,7) | 0,0146 | (0,7) |
| <i>SAR</i> | 0,0094 | (0,6) | 0,0096 | (0,7) | 0,0014 | (0,7) | 0,0194 | (1,0) |
| <i>SVR</i> | − 0,0329 | (1,2) | − 0,0040 | (0,1) | 0,0327 | (0,7) | 0,0307 | (0,8) |
| <i>M 1 R</i> | − 0,0423 | (3,4) | − 0,0353 | (2,8) | − 0,0437 | (2,6) | − 0,0423 | (2,8) |
| <i>PCR</i> | 0,1868 | (3,4) | 0,1675 | (3,2) | 0,1798 | (2,1) | 0,1920 | (2,4) |
| <i>RUSR</i> | 0,3108 | (5,2) | 0,3735 | (6,3) | 0,3163 | (4,7) | 0,3364 | (5,2) |
| <i>BSPR</i> (− 1) | | | 0,0121 | (0,8) | | | 0,0215 | (1,1) |
| <i>SAR</i> (− 1) | | | 0,0251 | (1,9) | | | 0,0224 | (1,2) |
| <i>SVR</i> (− 1) | | | − 0,0714 | (2,5) | | | − 0,0509 | (1,2) |
| <i>M 1 R</i> (− 1) | | | 0,0116 | (1,0) | | | 0,0108 | (0,8) |
| <i>PCR</i> (− 1) | | | − 0,0142 | (0,3) | | | 0,0056 | (0,1) |
| <i>RUSR</i> (− 1) | | | 0,0479 | (0,8) | | | 0,1800 | (2,9) |
| \bar{R}^2 | 0,554 | | 0,619 | | 0,396 | | 0,505 | |
| <i>DW</i> | 2,10 | | 2,07 | | 1,82 | | 1,89 | |

Tabelle 7

Schätzergebnisse für $R\ 10 - R\ 10 (-1)$

| Erklärende Variable | Modell I | | | | Modell II | | | |
|---------------------|----------|-------|----------|-------|-----------|-------|----------|-------|
| <i>BSPR</i> | 0,0114 | (1,1) | 0,0112 | (1,1) | 0,0226 | (1,8) | 0,0203 | (1,6) |
| <i>SAR</i> | 0,0055 | (0,6) | 0,0077 | (0,8) | - 0,0043 | (0,4) | 0,0020 | (0,2) |
| <i>SVR</i> | - 0,0073 | (0,4) | 0,0034 | (0,2) | 0,0154 | (0,6) | 0,0143 | (0,6) |
| <i>M 1 R</i> | - 0,0126 | (1,6) | - 0,0066 | (0,7) | - 0,0125 | (1,3) | - 0,0123 | (1,3) |
| <i>PCR</i> | 0,0530 | (1,5) | 0,0437 | (1,2) | 0,0275 | (0,6) | 0,0295 | (0,4) |
| <i>RUSR</i> | 0,2603 | (6,7) | 0,2870 | (6,9) | 0,2679 | (6,8) | 0,2778 | (6,7) |
| <i>BSPR</i> (- 1) | | | 0,0107 | (1,0) | | | 0,0159 | (1,2) |
| <i>SAR</i> (- 1) | | | 0,0014 | (0,1) | | | - 0,0094 | (0,8) |
| <i>SVR</i> (- 1) | | | - 0,0331 | (1,6) | | | - 0,0126 | (0,5) |
| <i>M 1 R</i> (- 1) | | | 0,0086 | (1,0) | | | 0,0067 | (0,7) |
| <i>PCR</i> (- 1) | | | - 0,0151 | (0,4) | | | - 0,0334 | (0,7) |
| <i>RUSR</i> (- 1) | | | 0,0413 | (0,9) | | | 0,0691 | (1,8) |
| \bar{R}^2 | 0,523 | | 0,537 | | 0,491 | | 0,503 | |
| <i>DW</i> | 2,10 | | 2,03 | | 1,94 | | 1,96 | |

gen als Jahreswachstumsraten müssen für diese Berechnungen die Regressionskoeffizienten mit dem Faktor 4 multipliziert werden. Bei fast allen Modellen ist die Wirkung auf $R\ 1$ kleiner und die auf $R\ 10$ größer als die auf RA .

Der Koeffizient für die Staatsausgaben *SAR* ist nicht in allen Fällen positiv, aber nie gegen Null abgesichert. Gemischt sind auch die Ergebnisse für die Staatsverschuldung *SVR*. Während die Äquivalenztheorie einen Wert von Null impliziert, wird in keynesianischer Sicht ein positiver Koeffizient erwartet. Die empirischen Ergebnisse hängen davon ab, welches Erwartungsbildungsmodell man betrachtet. Bei Verwendung des univariaten Modells I sind die Koeffizienten negativ. Bei der Version mit verzögerten Prognosefehlern gilt diese Aussage zumindest für die Summe der beiden Parameter; beim multivariaten Modell II werden die Koeffizienten der Prognosefehler der laufenden Periode positiv. Bis auf $R\ 1$ ist auch die Summe der Parameter bei den Versionen mit verzögerten Regressionen positiv. Insgesamt gesehen scheint also die Staatsverschuldung keinen systematischen Einfluß auf den langfristigen Zinssatz zu haben.

Wesentlich klarer ist die Bedeutung der restlichen drei Variablen. Eine unerwartet hohe Wachstumsrate der Geldmenge hat immer einen negativen

und des Preisniveaus immer einen positiven Effekt auf den Zinssatz. Besonders deutlich wird dies für den relativ kurzfristigen Zinssatz R_1 . Ein Prognosefehler von 1 v.H. gegenüber dem Vorquartal führt hier im Durchschnitt der Modelle bei der Wachstumsrate der Geldmenge zu einer Senkung um 0,16 Prozentpunkte und bei der Inflationsrate zu einer Erhöhung um 0,72 Prozentpunkte. Der langfristige Zinssatz R_{10} verändert sich nur um $\frac{1}{6}$ bis $\frac{1}{4}$ dieses Betrages. Dies erscheint plausibel, wenn man bedenkt, daß ein Prognosefehler im laufenden Quartal für die Entwicklung dieser Variablen im nächsten Jahr einen wesentlich höheren Informationsgehalt hat als für die der nächsten zehn Jahre. Schließlich zeigt der statistisch hoch abgesicherte Koeffizient der RUSR den engen internationalen Zinszusammenhang.

Kann man nun aus diesen Ergebnissen schließen, daß die Staatsverschuldung keinen Einfluß auf den Zinssatz hat? Dagegen stehen zwei mögliche Einwände. Der erste bezieht sich darauf, daß die geschätzte Zinsgleichung nicht die reduzierte Form ist. Die Korrelation zwischen den Residuen (vgl. Tabelle 2 und 4) deutet darauf hin, daß entweder kausale Beziehungen zwischen den erklärenden Variablen bestehen oder aber, daß sie gemeinsam von dritten Variablen abhängig sind. Nehmen wir an, daß die hohe Korrelation zwischen SV und M_1 eine kausale Beziehung von der Staatsverschuldung auf die Geldmenge repräsentiert, ist mit einer unerwarteten Veränderung der Staatsverschuldung auch eine unerwartete Veränderung der Geldmenge verbunden. Ähnliche Überlegungen gelten auch für die anderen Korrelationen. So ist z. B. die *Fisher-Hypothese*, daß eine Erhöhung der erwarteten Inflationsrate eine gleichgroße Erhöhung des Zinssatzes bewirkt, in diesen Modellen nur schwer überprüfbar. Eine unerwartete Veränderung der Inflationsrate in der laufenden Periode hat zwar einen Effekt auf die zukünftigen Inflationserwartungen, ist aber auch negativ korreliert mit dem Geldangebot, das wiederum Rückwirkungen auf den Inflationsprozeß hat. (Die von *Sims* (1980) vorgeschlagene Methode zur Simulation solcher Systeme ist nicht frei von willkürlichen Elementen und soll deshalb hier nicht angewandt werden.) Der Gesamteffekt einer exogenen Änderung einer Erklärungsvariablen ist also möglicherweise wesentlich vom geschätzten Regressionsparameter dieser Variablen verschieden. Um diese Effekte abschätzen zu können, wäre die Konstruktion eines kompletten makroökonomischen Modells notwendig, bei dem die Kausalrichtung für kontemporäre Veränderungen der zinsbestimmenden Variablen a priori festgelegt werden muß.

Der zweite fundamentale Einwand bezieht sich auf den Charakter der geschätzten Koeffizienten. Wie bei der Herleitung der Gl (2.7) erwähnt, hängt der Vektor F unter anderem von den Parametern der autoregressiven

Prozesse (2.4) ab. Der ökonomisch dahinterstehende Sachverhalt ist, daß der langfristige Zinssatz von den erwarteten zukünftigen Werten der Kausalfaktoren abhängig ist. Die Prognosefehler der laufenden Periode sind nur insofern relevant, als sie Informationen für die in der Zukunft liegenden Veränderungen dieser Faktoren geben. Bei der Schätzung sind nun zwei Extremfälle möglich. Einmal kann eine bestimmte Variable x_i keinen kausalen Einfluß auf den Zinssatz haben, gleichzeitig aber ein guter Prädiktor für einen Kausalfaktor sein. Dann ist der entsprechende Koeffizient trotz der fehlenden kausalen Beziehung möglicherweise signifikant von null verschieden. Zum anderen kann im umgekehrten Fall eine bestimmte Variable kausal den Zinssatz beeinflussen, aber die autoregressive Struktur des Erzeugungsprozesses ist so schwach, daß Prognosefehler in der laufenden Periode keine Rückschlüsse auf zukünftige Änderungen zulassen. Dann ist der Koeffizient in der Zinsgleichung trotz der kausalen Beziehung Null.

Gegen den Verdacht, daß die Regressionsparameter der Staatsausgaben und der Staatsverschuldung nur aus dem letzten Grund nicht signifikant von Null verschieden sind, sprechen jedoch die folgenden Argumente.

Das in Tabelle 1 angegebene \bar{R}^2 für die univariaten Prozesse zeigt, daß zwischen 65,5 v.H. (SV) und 96,3 v.H. (SA) der Varianz erklärt werden. Demgegenüber nimmt das \bar{R}^2 im multivariaten Modell II (vgl. Tabelle 3) relativ wenig zu. Dies bedeutet, daß in den Prognosefehlern der laufenden Periode auch bei Modell I Informationen für Zukunftsprognosen enthalten sind. Für die Annahme, daß die Marktteilnehmer sich bei der Prognose der zinserklärenden Faktoren primär auf die jeweils eigene Vergangenheitsentwicklung stützen, spricht auch, daß das Bestimmtheitsmaß in der Zinsgleichung in allen Fällen bei Verwendung des univariaten Modells I deutlich größer ist als bei Verwendung des multivariaten Modells II.

Aus den genannten Gründen erscheint die Behauptung vertretbar, daß die Staatsausgaben und die Staatsverschuldung den langfristigen Zinssatz nicht beeinflussen. Relevant sind vor allem der ausländische Zinssatz, die Geldpolitik und die Inflationsrate. Die allgemein (bis auf *RUSR*) niedrigen t -Werte, vor allem bei R 10, deuten darauf hin, daß für die Zinsbestimmung noch weitere, nicht in Zeitreihenform veröffentlichte Informationen relevant sind. Es ist natürlich sehr schwer, dies in ökonometrischen Studien angemessen zu modellieren (für einen möglichen Ansatz vgl. *Flavin* (1981)).

IV. Schlußbetrachtung

In diesem Aufsatz wurde empirisch die Frage untersucht, welche Bedeutung die Staatsverschuldung für den langfristigen Zinssatz hat. Theoretische Grundlage ist das Modell effizienter Märkte: Die Veränderung des langfristigen Zinssatzes hängt ab von den Erwartungsrevisionen für die zukünftigen Werte der zinsbestimmenden Faktoren. Diese Erwartungsrevisionen sind proportional zu den Prognosefehlern der laufenden Periode. Der Proportionalitätsfaktor hängt ab von den Zeitreiheneigenschaften der zinsbestimmenden Variablen. Deshalb können die Regressionsergebnisse nicht unmittelbar dazu benutzt werden, etwa eine permanente Veränderung von Politikvariablen zu simulieren (für eine Diskussion der Simulationsproblematik in solchen Modellen vgl. *Mishkin* (1979)).

Die empirischen Ergebnisse sind mit der Hypothese vereinbar, daß Staatsausgaben und Staatsverschuldung keinen Einfluß auf den langfristigen Zinssatz ausüben. Relevant ist vor allem der amerikanische Zinssatz, aber auch die Geldmenge und die Inflationsrate.

Damit ist aber noch nicht endgültig geklärt, ob das *Ricardianische* Äquivalenztheorem korrekt ist oder nicht. Die Gültigkeit dieses Theorems ist zwar eine hinreichende, aber keine notwendige Bedingung dafür, daß die Staatsverschuldung den Zinssatz nicht beeinflußt: Auch wenn es nicht gilt, können z.B. in einer offenen Volkswirtschaft internationale Kapitalbewegungen dafür sorgen, daß der Zinssatz nicht mit nationalen Politikvariablen korreliert ist. Da aber die Inflationsrate und mit Abstrichen auch das Geldangebot einen Zinseffekt haben, kann der fehlende Einfluß der Staatsverschuldung nicht vollständig mit dem internationalen Zinszusammenhang erklärt werden.

Wie die meisten Studien, die die Implikationen des Äquivalenztheorems testen, kommt auch diese Arbeit zum Ergebnis, daß die Staatsverschuldung keinen Vermögenseffekt aufweist. Es ist sicher *Seater* (1985) zuzustimmen, daß weitere Arbeiten notwendig sind, um den theoretischen Streit über das Äquivalenztheorem zu entscheiden. Die Tatsache aber, daß dieses Theorem auf der Annahme rationalen Verhaltens beruht und bisher durch unterschiedlichste empirische Tests nicht verworfen werden konnte, sollte dazu führen, daß es nicht weiter nur als theoretisches Kuriosum behandelt wird.

Anhang: Variablendefinitionen und Datenquellen

RA: Umlaufrendite der Anleihen der öffentlichen Hand im jeweils letzten Monat eines Quartals. Quelle: Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, lfd. Hefte

R 1: Rendite der umlaufenden Bundesanleihen mit einer Restlaufzeit von 1 Jahr im jeweils letzten Monat eines Quartals. Quelle: Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, April 1978 und Statistische Beihefte, Reihe 2, Wertpapierstatistik, lfd. Hefte

R 10: Rendite der umlaufenden Bundesanleihen mit einer Restlaufzeit von 10 Jahren im jeweils letzten Monat eines Quartals. Quelle: Wie bei R 1

BSP, SA und PC: Die Grunddaten für die Berechnung der Wachstumsraten des realen Bruttosozialprodukts, der realen Staatsausgaben und des Deflators für den privaten Verbrauch stammen aus: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung. Die realen Staatsausgaben setzen sich zusammen aus dem öffentlichen Verbrauch und den Bau- und Ausrüstungsinvestitionen des Staates. Die Wachstumsrate für eine Variable x ist definiert als $400 (x_t/x_{t-1} - 1)$.

SV: Zunächst wurde gemäß der Formel $V_t = V_0 + \sum_{i=1}^t FS_i$ die nominalen Nettogeldverpflichtungen des Staates (einschließlich Sozialversicherung) am Ende der Periode t errechnet. V_0 ist der Anfangsbestand für das Jahr 1960 (Quelle: Zahlenübersichten und methodische Erläuterungen zur gesamtwirtschaftlichen Finanzierungsrechnung der Deutschen Bundesbank 1960 bis 1982, Sonderdruck Nr. 4, Juli 1983) und FS ist der negative Finanzierungssaldo des Staates (Quelle: DIW, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung).

Die reale Veränderung der Nettostaatsschuld ist definiert als

$$SV_t = V_t/PC_t - V_{t-1}/PC_{t-1}$$

M 1: Geldmenge M 1. Quelle: OECD, Main Economic Indicators, Historical Statistics, 1960 - 1979, und laufende Hefte

RUS: Treasury bill rate (3 months) USA. Quelle: Wie bei M 1.

Literatur

Abel, A. B., Mishkin, F. S. (1983): An Integrated View of Tests of Rationality, Market Efficiency and the Short-Run Neutrality of Monetary Policy, *Journal of Monetary Economics*, 11, 3 - 24. – Aschauer, D. A. (1985): Fiscal Policy and Aggregate Demand, *American Economic Review*, 75, 117 - 127. – Barro, R. J. (1974): Are Government Bonds Net Wealth?, *Journal of Political Economy*, 82, 1095 - 1117. – Barro, R. J. (1978): Unanticipated Money, Output, and the Price Level in the United States, *Journal of Political Economy*, 86, 549 - 580. – Barro, R. J. (1984): *Macroeconomics*, New York. – Caesar, R. (1985): Crowding out in der Bundesrepublik, Deutschland: Eine empirische Bestandsaufnahme, *Kredit und Kapital*, 18, 265 - 276. – Campbell, J. Y., Shiller, R. J. (1984): A Simple Account of the Behaviour of Long-Term Interest Rates, *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 74, 44 - 48. – Duwendag, D. (1983): Staatsverschuldung – Notwendigkeit und Gefahren, Baden-Baden. – Eisner, R., Pieper, P. J. (1984): A New View of the Federal Debt and Budget Deficits, *American Economic Review*, 74, 11 - 29. – Evans, P. (1985): Do Large Deficits Produce High

Interest Rates?, *American Economic Review*, 75, 68 - 87. – *Feldstein*, M. (1982): Government Deficits and Aggregate Demand, *Journal of Monetary Economics*, 9, 1 - 20. – *Flavin*, M. A. (1981): The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income, *Journal of Political Economy*, 89, 974 - 1009. – *Franke*, H.-H., *Friedrich*, D. (1984): Zinswirkungen der Staatsverschuldung. Eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland, Berlin. – *Friedman*, B. M. (1978): Crowding Out or Crowding In? Economic Consequences of Financing Government Deficits, *Brookings Papers on Economic Activity*, 593 - 641. – *Grassl*, W. (1984): Die These der Staatsschuldneutralität, Berlin. – *Hoffmann*, D. L., *Low*, S. A., *Schlagenhauf*, D. E. (1984): Tests of Rationality, Neutrality and Market Efficiency. A Monte Carlo Analysis of Alternative Test Statistics, *Journal of Monetary Economics*, 14, 339 - 363. – *Ketterer*, K.-H. (1984): Monetäre Aspekte der Staatsverschuldung, Berlin. – *König*, H., *Wolters*, J. (1984): Zinsstruktur und Inflation in einer offenen Volkswirtschaft. Eine ökonometrische Studie für die Bundesrepublik Deutschland, In: *Helmstädter*, E. (Hrsg.), *Die Bedingungen des Wirtschaftswachstums in Vergangenheit und Zukunft*. Tübingen, 219 - 246. – *Kormendi*, R. C. (1983): Government Debt, Government Spending, and Private Sector Behavior, *American Economic Review*, 73, 994 - 1010. – *Leiderman*, L. (1980): Macroeconometric Testing of the Rational Expectations and Structural Neutrality Hypothesis for the United States, *Journal of Monetary Economics*, 6, 69 - 82. – *Makin*, J. H. (1983): Real Interest, Money Surprises, Anticipated Inflation and Fiscal Deficits, *Review of Economics and Statistics*, 65, 374 - 384. – *Mascaro*, A., *Meltzer*, A. H. (1983): Long- and Short-Term Interest Rates in a Risky World, *Journal of Monetary Economics*, 12, 485 - 518. – *Mishkin*, F. S. (1979): Simulation Methodology in Macroeconomics: An Innovation Technique, *Journal of Political Economy*, 87, 816 - 832. – *Mishkin*, F. S. (1981): Monetary Policy and Long-Term Interest Rates. An Efficient Markets Approach, *Journal of Monetary Economics*, 7, 29 - 55. – *Pagan*, A. (1984): Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors, *International Economic Review*, 25, 221 - 247. – *Pesando*, J. E. (1978): On the Efficiency of the Bond Market: Some Canadian Evidence, *Journal of Political Economy*, 86, 1057 - 1076. – *Plosser*, Ch. I. (1982): Government Financing Decisions and Asset Returns, *Journal of Monetary Economics*, 9, 325 - 352. – *Pohl*, R. (1980): Die Auswirkungen der Staatsverschuldung auf die Finanzmärkte, Beihefte der Konjunkturpolitik, Berlin, 85 - 104. – *Seater*, J. J. (1985): Does Government Debt Matter? A Review, *Journal of Monetary Economics*, 16, 121 - 131. – *Seater*, J. J., *Mariano*, R. S. (1985): New Tests of the Life Cycle and Tax Discounting Hypotheses, *Journal of Monetary Economics*, 15, 195 - 215. – *Sims*, C. A. (1980): Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, 48, 1 - 48. – *Tanner*, J. E. (1979): An Empirical Investigation of Tax Discounting, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 11, 214 - 218. – *Tobin*, J. (1980): Asset Accumulation and Economic Activity, Oxford. – *Wolters*, J. (1984): Ökonometrische Analyse von Inflationserwartungen. Ansätze, Probleme und eine empirische Untersuchung für Investitionsgüterpreise, *Allg. Statist. Archiv*, 68, 307 - 331.

Zusammenfassung

Staatsverschuldung und langfristiger Zinssatz in einem Modell effizienter Märkte und rationaler Erwartungen Eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland

In diesem Aufsatz werden die Determinanten des langfristigen Zinssatzes untersucht. Im Mittelpunkt des Interesses steht dabei die Bedeutung der Staatsverschuldung. Theoretische Grundlage ist die Theorie effizienter Märkte und rationaler Erwartungen, gemäß der nur unerwartete Veränderungen der Zinsbestimmungsfaktoren relevant sind. Für die Generierung der Prognosefehler der erklärenden Variablen Sozialprodukt, Staatsausgaben, Staatsverschuldung, Geldmenge, Inflationsrate und US-Zinssatz werden uni- und multivariate autoregressive Prozesse verwandt. Für den Schätzzeitraum 1969 - 1983 konnte kein signifikanter Einfluß der Staatsverschuldung festgestellt werden. Von Bedeutung sind vor allem die Inflationsrate und der US-Zinssatz.

Summary

Public Debt and Long-term Interest Rate in a Model of Efficient Markets and Rational Expectations. An Empirical Study for the Federal Republic of Germany

This paper deals with the determinants of long-term interest rates. Especially the effect of public debt is analysed. Theoretical basis of this study is the theory of efficient markets and rational expectations: Only unexpected changes of causal factors produce interest rate variations. Unanticipated changes of gross national product, government expenditure, public debt, inflation, money supply and US interest rate are generated using uni- and multivariate autoregressive models. Empirically no significant effect of public debt on asset returns is found. The inflation rate and the Treasury bill rate in USA are the most important determinants of German interest rates.

Résumé

Endettement public et taux d'intérêt à long terme dans un modèle de marchés efficaces et d'attentes rationnelles. Une analyse empirique pour la République fédérale d'Allemagne

L'auteur analyse ici les déterminants du taux d'intérêt à long terme. Il se concentre sur l'importance de l'endettement public. L'analyse se base sur la théorie de marchés efficaces et d'attentes rationnelles, selon laquelle seules des modifications inattendues des facteurs déterminant les taux d'intérêt sont significatives. Pour générer les fautes de pronostic des variables explicatives, produit national, dépenses publiques, endettement public, quantité de monnaie, taux d'inflation et taux d'intérêt américains, des processus univariés et multivariés autorégressifs sont utilisés. Pour la période estimée de 1969 à 1983, on n'a pas pu constater d'influence significative de l'endettement public. Le taux d'inflation et les taux d'intérêt américains ont avant tout une grande importance.