

## Staatsausgaben, Staatsverschuldung und die makroökonomische Konsumfunktion\*

Von Gebhard Flaig

Der Staat reduziert die Steuern und verschuldet sich. Erhöhen die gefallenen Steuern der laufenden Periode das permanente Einkommen und damit den Konsum? Oder erwarten die privaten Haushalte, daß zur Finanzierung des Defizits später die Steuern wieder erhöht werden, so daß netto kein Effekt auf das permanente Einkommen übrigbleibt? Diese Fragen werden in einem Lebenszyklus-Modell der Konsumfunktion mit rationalen Erwartungen untersucht.

### 1. Einleitung

Die Wirksamkeit staatlicher Defizitfinanzierung hängt in großem Ausmaß davon ab, wie die privaten Haushalte auf eine solche Politik reagieren. Orientieren sie sich bei ihren Konsum- und Sparentscheidungen nur am laufenden verfügbaren Einkommen, hat ein mit einer Steuersenkung einhergehendes Defizit eine expansive Wirkung. Dies gilt auch noch im Rahmen einer permanent-income Theorie, wenn zur Prognose des zukünftigen Nettoeinkommens nur laufende und vergangene Werte dieser Variablen selbst herangezogen werden<sup>1</sup>. Eine solche Vorgehensweise ist allerdings mit einer langfristig rationalen Konsumplanung nicht vereinbar. Wenn der reale Zinssatz größer ist als die Wachstumsrate des realen Einkommens, impliziert die staatliche Budgetrestriktion, daß bei gegebenen Staatsausgaben der Barwert zukünftiger Steuerzahlungen des Staates um genau den Betrag eines laufenden Defizits ansteigt<sup>2</sup>. Die Art der Finanzierung der Staatsausgaben (Steuern versus Verschuldung) hat demgemäß keine Vermögenseffekte. Barro (1974) hat in einem Modell überlappender Generationen gezeigt, daß aus diesem Grund Staatsverschuldung keine Auswirkungen auf Konsum, Zinssatz und Kapitalbildung hat.

Die Begründung der Neutralität der Staatsverschuldung benötigt eine Reihe von zum Teil sehr restriktiven Annahmen. So müssen die Wirtschaftssubjekte langfristig planen und selbst das ökonomische Wohlergehen ihrer

---

\* Für wertvolle Anregungen danke ich P. Dax, W. Franz, B. Gahlen, H.-W. Sinn, M. Stadler sowie einem unbekanntem Gutachter.

<sup>1</sup> Für ein Beispiel dieser Art von Analysen vgl. *Blinder* (1981).

<sup>2</sup> Vgl. *Barro* (1976).

Nachkommen in ihre Nutzenüberlegungen einbeziehen, es müssen freiwillige Intergenerationentransfers stattfinden, es dürfen keine Liquiditätsrestriktionen vorliegen u. ä. Die Relevanz des sog. „Ricardianischen Äquivalenztheorems“, nach dem Staatsverschuldung von den Privaten nur als eine aufgeschobene Steuerzahlung betrachtet wird, ist deshalb weitgehend eine empirische Frage<sup>3</sup>.

Das Neutralitätstheorem der Finanzierung von Staatsausgaben impliziert für die makroökonomische Konsumfunktion, daß bei gegebenem Bruttoeinkommen und gegebenen Staatsausgaben weder die Steuer- noch die Verschuldungsvariable einen Einfluß auf die Konsumausgaben haben und daß bei gegebenem Nettoeinkommen und gegebenen Staatsausgaben ein staatliches Defizit einen negativen Effekt auf den Konsum hat. In den meisten der bisher durchgeführten empirischen Studien, wie z.B. denen von *Kochin* (1974), *Yawitz, Meyer* (1976), *Tanner* (1979), *Feldstein* (1982) oder *Kormendi* (1983), werden die Konsumausgaben auf die Variablen Einkommen (in verschiedenen Definitionen), Staatsausgaben, Steuern und Staatsverschuldung derselben Periode regressiert. Dies setzt statische Erwartungen voraus, die in der Realität schwerlich gegeben sein dürften. Die in einem Modell intertemporaler Planung entscheidende Rolle der Erwartungen der zukünftigen Einkommens-, Steuer- und Staatsausgabenentwicklung wird nicht ausreichend modelliert. Da außerdem die Konsumfunktion nicht explizit entscheidungstheoretisch begründet wird, sind die geschätzten Parameter oft nur schwer inhaltlich interpretierbar.

Bemerkenswert ist, daß die genannte Literatur – von einigen wenigen zaghaften Ansätzen wie *Kormendi* (1983) oder *Aschauer* (1985) abgesehen – die neueren Entwicklungen der Konsumtheorie wie die Modellierung der intertemporalen Substitutionseffekte und der stochastischen Implikationen von rationalen Erwartungen und Lebenszyklusplanungen weitgehend ignoriert. Die folgende Arbeit ist ein erster Versuch der Integration mit der Hoffnung, ein theoretisch fundiertes und interpretierbares Modell zu schätzen.

Der Aufsatz ist wie folgt aufgebaut: Im Abschnitt 2 wird die Konsumfunktion theoretisch aus einem intertemporalen Optimierungsansatz hergeleitet. Dabei wird auch begründet, welche Rolle der staatliche Finanzierungssaldo und die Staatsausgaben für die Einkommenserwartungen und damit für die Konsumausgaben haben. Im Abschnitt 3 werden die Datengrundlage, die konkrete empirische Spezifikation und die ökonometrischen Schätzprobleme diskutiert. Im Abschnitt 4 werden die empirischen Ergebnisse präsentiert und der Abschnitt 5 beinhaltet eine Zusammenfassung der Arbeit sowie einige Vorschläge für die weitere Forschung.

---

<sup>3</sup> In diesem Aufsatz sollen die theoretischen Argumente nicht weiter diskutiert werden, vgl. dazu bspw. *Gandenberger* (1971) oder *Grassl* (1984).

## 2. Das theoretische Modell

Im folgenden nehmen wir an, daß die Haushalte über einen unendlich langen Zeithorizont planen und den Erwartungswert einer zeitlich separablen Nutzenfunktion maximieren. Der unendliche Zeithorizont kann damit begründet werden, daß die Wirtschaftssubjekte das Wohlergehen ihrer Nachkommen in ihre Nutzenüberlegungen einbeziehen<sup>4</sup>. Der Nutzen soll nur vom Konsum abhängig sein. Voraussetzung hierfür ist, daß die Periodennutzenfunktion separabel ist hinsichtlich Konsum und Freizeit, daß die Arbeitszeit exogen vorgegeben ist und daß die Staatsausgaben keinen direkten Nutzen stiften. Unter der Annahme einer homogenen Periodennutzenfunktion maximiert also der Haushalt die folgende Zielfunktion:

$$(1) \quad U_t = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \left( \frac{1}{1+\delta} \right)^i \frac{C_{t+i}^{1-\beta}}{1-\beta} \quad \beta > 0, \quad \beta \neq 1$$

$E_t$  ist der Erwartungsoperator, gegeben alle Informationen bis zum Zeitpunkt  $t$ ,  $\delta$  ist die Zeitpräferenzrate des Nutzens und  $C_{t+i}$  ist der reale Konsum in der Periode  $t+i$ . Der Parameter  $\beta$  ist sowohl gleich dem Arrow-Pratt Maß der relativen Risikoaversion als auch dem Kehrwert der intertemporalen Substitutionselastizität. Trotz der überzeugenden Argumente von *Selden* (1978), *Sinn* (1980) oder *Hall* (1985), die bestreiten, daß man mit einem Parameter sowohl das Verhalten bei Unsicherheit als auch die Möglichkeit intertemporaler Substitution beschreiben kann, folgen wir der in der empirischen Literatur herrschenden Vorgehensweise. Rechtfertigung dafür mag sein, daß in dieser Arbeit spezielle Risikoaspekte nicht untersucht werden. Im folgenden wird  $1/\beta$  immer als intertemporale Substitutionselastizität interpretiert.

Die Periodenbudgetrestriktion lautet:

$$(2) \quad V_{t+i+1} = (1+r_{t+i})(V_{t+i} + Y_{t+i}^N - C_{t+i}) \quad i = 0, 1, \dots$$

$V_{t+i}$  ist das reale Vermögen zu Beginn der Periode  $t+i$ ,  $r_{t+i}$  ist der reale Nettozinssatz für eine Vermögensanlage während der Periode  $t+i$ ,  $Y_{t+i}^N$  ist das reale Nettoarbeitseinkommen. Dieses setzt sich zusammen aus der Nettolohn- und Gehaltssumme und den vom Haushalt empfangenen Transfereinkommen.

Unter der Annahme, daß die Wachstumsrate des realen Vermögens kleiner ist als der reale Zinssatz, kann die Gl. (2) durch fortgesetzte Substitution in die intertemporale Budgetrestriktion der folgenden Form gebracht werden:

<sup>4</sup> Vgl. *Barro* (1974), *Ramser* (1978).

$$(3) \quad \sum_{i=0}^{\infty} \prod_{j=0}^{i-1} \left( \frac{1}{1+r_{t+j}} \right) [C_{t+i} - Y_{t+i}^N] = V_t.$$

Für  $i = 0$  wird der Ausdruck in der runden Klammer gleich 1 gesetzt.

Ersetzt man  $C_{t+i}$  in Gl. (1) durch den Wert  $(V_{t+i} + Y_{t+i}^N) - V_{t+i+1} / (1+r_{t+i})$  aus der Budgetrestriktion (2) und leitet nach  $V_{t+i+1}$  ab, erhält man als notwendige Bedingung für den optimalen Konsumplan:

$$(4) \quad E_t \left\{ \left( \frac{1}{1+\delta} \right)^{i+1} C_{t+i+1}^{-\beta} - \left( \frac{1}{1+\delta} \right)^i C_{t+i}^{-\beta} / (1+r_{t+i}) \right\} = 0 \quad i = 0, 1, \dots$$

Im Fall  $i = 0$  kann, da  $C_t$  und  $r_t$  im Zeitpunkt  $t$  bekannte deterministische Größen sind, Gl. (4) wie folgt geschrieben werden:

$$(4') \quad E_t \left\{ \frac{1+r_t}{1+\delta} \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\beta} \right\} = 1.$$

Es ist nicht möglich, bei stochastischem Zinssatz eine explizite Lösung der Differenzgleichung (4) unter Beachtung der Budgetrestriktion (3) anzugeben<sup>5</sup>. Aber auch bei deterministischem Zinssatz ist die certainty-equivalence-Lösung, bei der die unbekannt zukünftigen Werte der exogenen Variablen durch ihre Erwartungswerte ersetzt werden, strenggenommen nur bei quadratischen Zielfunktionen zulässig. Wenn die erwarteten Änderungen der exogenen Variablen jedoch relativ groß sind, können sie die stochastischen Elemente dominieren. Um die Vorgehensweise dieser Arbeit mit früheren Studien vergleichen zu können, soll deshalb eine deterministische Lösung angegeben werden. Mit  $r$  dem als vorübergehend konstant angenommenen Realzinssatz folgt aus Gl. (4), daß der Konsum sich gemäß der folgenden homogenen Differenzgleichung entwickelt:

$$(5) \quad C_{t+i} = \left[ \left( \frac{1+r}{1+\delta} \right)^{1/\beta} \right]^i C_t.$$

Definiert man das permanente Einkommen  $W_t$  als Annuitätswert des Anfangsvermögens  $V_t$  plus des Barwertes des Nettoeinkommens als

$$(6) \quad W_t = \frac{r}{1+r} \left[ V_t + \sum_{i=0}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^i Y_{t+i}^N \right],$$

so folgt nach Einsetzen der Gl. (5) in die intertemporale Budgetrestriktion:

<sup>5</sup> Vgl. *Bermanke* (1985).

$$(7) \quad \sum_{i=0}^{\infty} \left[ \frac{[(1+r)/(1+\delta)]^{1/\beta}}{1+r} \right]^i \frac{r}{1+r} C_t = W_t.$$

Nach Trennung des Nettoarbeitseinkommens in das der laufenden und das der zukünftigen Perioden lautet die Konsumfunktion:

$$(8) \quad C_t = \pi W_t = \pi \frac{r}{1+r} \left[ V_t + Y_t^N + \sum_{i=1}^{\infty} [1/(1+r)]^i Y_{t+i}^N \right]$$

mit  $\pi \equiv [1+r - [(1+r)/(1+\delta)]^{1/\beta}] / r$ .

Im Spezialfall  $r = \delta$  ist  $\pi = 1$ , im Fall  $r < \delta$  ist  $\pi > 1$ .

Die Annahme, daß der Konsum gleich dem permanenten Einkommen sei, die von *Flavin* (1981) und *Bilson* (1980) getroffen wird, ist also nur unter der Bedingung  $r = \delta$  zulässig. Dies wiederum ist nur in einer Welt ohne technischen Fortschritt sinnvoll<sup>6</sup>.

In einer deterministischen Welt ist die Gl. (8) die strukturelle Form der Konsumfunktion. Die verschiedenen Arbeiten zur Überprüfung des Ricardo-Theorems unterscheiden sich im wesentlichen dadurch, wie sie die Variablen Staatsausgaben und Staatsverschuldung in diesem Ansatz unterbringen und wie sie das erwartete zukünftige Nettoarbeitseinkommen approximieren.

So schätzt bspw. *Tanner* (1979) in leicht modifizierter Form die folgende Konsumfunktion:

$$(9) \quad C_t = a_1 Y_t^N + a_2 Y_{t-1}^N + a_3 (U \cdot Y^N)_t + a_4 V_t + a_5 FS_t + a_6 B_t.$$

$U$  ist die Arbeitslosenquote,  $FS$  der staatliche Finanzierungssaldo und  $B$  der Bestand staatlicher Schultitel in der Hand der Privaten. Die erklärenden Variablen  $Y_t^N$ ,  $Y_{t-1}^N$  und  $(U \cdot Y^N)_t$  sollen gemeinsam das permanente Einkommen repräsentieren. Berücksichtigen die Konsumenten die durch Staatsverschuldung implizierten zukünftigen Steuerzahlungen, sollte  $a_5$  positiv (bei einem Defizit ist  $FS$  negativ) und  $a_6$  negativ sein. Zu kritisieren ist vor allem der reine ad-hoc Ansatz der Modellierung des permanenten Einkommens und die fehlenden Erwartungen über die zukünftigen Werte von Staatsausgaben und Finanzierungssalden. Weiterhin ist die Schwierigkeit zu nennen, korrekte Werte des Gesamtvermögens  $V$  zu berechnen. Zu bemängeln ist außerdem die Verwendung des verfügbaren Einkommens anstelle des Nettoarbeitseinkommens, was nicht mit der Lebenszyklushypothese vereinbar ist. Ähnliche Modelle wie Gl. (9) wurden u. a. auch von

<sup>6</sup> Vgl. *Barro* (1984), Kap. 12.

*Kochin* (1974), *Yawitz / Meyer* (1976), *Koskela / Virén* (1983), *Reid* (1985) oder *Seater / Mariano* (1985) geschätzt, wobei z.T. unverteilte Gewinne der Unternehmen als zusätzlich erklärende Variable berücksichtigt oder „transitorische“ und „permanente“ Komponenten unterschieden wurden.

Die im letzten Absatz formulierte Kritik an der unzureichenden Modellierung der Erwartungsbildung läßt sich auch gegen die Studien von *Feldstein* (1982), *Kormendi* (1983), *Aschauer* (1985) und *Sarantis* (1985) erheben, die von dem sog. konsolidierten Ansatz ausgehen. Dabei wird die Budgetrestriktion des Staates mit der des privaten Sektors verknüpft. In der intertemporalen Version lautet dann die Konsumfunktion<sup>7</sup>:

$$(10) \quad C_t = \pi' \left\{ (Y_t - A_t) + \sum_{i=1}^{\infty} [1 / (1 + r)]^i (Y_{t+i} - A_{t+i}) + (V_t - B_t) \right\}$$

mit  $Y$  dem realen Bruttoarbeitseinkommen und  $A$  den realen Staatsausgaben. Dieser Schätzansatz impliziert, daß bei Gültigkeit des Äquivalenztheorems die Koeffizienten von  $A$  bzw.  $B$  negativ und betragsmäßig gleich den Koeffizienten von  $Y$  bzw.  $V$  sind. Neben der ungelösten Erwartungsproblematik, die sich jetzt auf das „Ricardianische“ Einkommen ( $Y - A$ ) bezieht, ist vor allem die bei der Herleitung implizit getroffene Annahme kritisch zu erwähnen, daß alle Steuern formal als Steuern auf das Arbeitseinkommen angesehen werden können. Schließlich ist noch einmal daran zu erinnern, daß die den Gl. (9) und (10) zugrundeliegende certainty-equivalence Lösung nur unter einschränkenden Annahmen zulässig ist.

Wegen dieser Schwierigkeiten wird im folgenden eine auf *Hall* (1978) zurückgehende und von *Bilson* (1980), *Flavin* (1981), *Muellbauer* (1983) und *Wickens / Molana* (1985) ausgebaute Version der Lebenszyklushypothese aufgegriffen. Dabei wird nicht die Konsumfunktion selbst geschätzt, sondern eine stochastische Variante der Eulergleichung (4'). In Anlehnung an *Mankiw* (1981) und *Shapiro* (1984) nehmen wir an, daß der tatsächlich realisierte Wert des in Gl. (4') in  $\{ \}$  stehenden Ausdrucks gleich seinem Erwartungswert 1 plus einer Zufallsvariablen  $\varepsilon$  ist:

$$(11) \quad w_{t+1}^C \equiv \ln C_{t+1} - \ln C_t = \frac{1}{\beta} [\ln(1 + r_t) - \ln(1 + \delta) - \ln(1 + \varepsilon_{t+1})].$$

Wir approximieren  $\ln(1 + r_t)$  bzw.  $\ln(1 + \varepsilon_{t+1})$  durch  $r_t$  bzw.  $\varepsilon_{t+1}$  und erhalten

$$(11') \quad w_{t+1}^C = g_0 + g_1 r_t + \varepsilon_{t+1}$$

mit  $E_t \varepsilon_{t+1} = 0$ ,  $g_0 = -1/\beta \ln(1 + \delta)$  und  $g_1 = 1/\beta$ .

<sup>7</sup> Vgl. bspw. *Aschauer* (1985).

Die Gl. (11) ist das Ergebnis der intertemporalen Optimierung. Sie gilt unabhängig davon, wie die Haushalte ihre Erwartungen des zukünftigen Nettoarbeitseinkommens bilden. Deshalb ist diese Gleichung keine Konsumfunktion im Sinne einer vollständigen Entscheidungsregel. Sie beschreibt lediglich die Veränderung, nicht aber das Niveau der Konsumausgaben.

In einer sicheren Welt, in der es keine Prognosefehler gibt, ist  $\varepsilon_{t+1}$  gleich null und der Konsum verändert sich zwischen den Perioden  $t$  und  $t+1$  mit der Rate  $\gamma_{t+1} = 1/\beta \{ \ln [(1+r_t)/(1+\delta)] \}$ .

In einer unsicheren Welt verändert sich der Konsum darüber hinaus auch dann, wenn sich das permanente Einkommen gegenüber der Vorperiode unerwartet geändert hat. Eine unerwartete Änderung des permanenten Einkommens kann einmal durch eine überraschende Variation des Zinssatzes  $r$  verursacht werden. Dieser Faktor hat sich aber in der empirischen Analyse immer als insignifikant erwiesen und wird daher im folgenden nicht mehr berücksichtigt. Der zweite Grund für eine unerwartete Änderung des permanenten Einkommens ist die Revision der Erwartungen für die zukünftigen Werte des Nettoarbeitseinkommens. Die Änderung des Konsums gegenüber der Vorperiode ist proportional zum Annuitätswert aller Änderungen des erwarteten Einkommens, der im folgenden mit  $\Delta W_{t+1}^u$  bezeichnet wird<sup>8</sup>.

Bei konstantem  $r$  ist  $\Delta W_{t+1}^u$  gegeben durch

$$(12) \quad \Delta W_{t+1}^u = W_{t+1} - E_t W_{t+1} = \\ = \frac{r}{1+r} \sum_{i=0}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^i (E_{t+1} Y_{t+1+i}^N - E_t Y_{t+1+i}^N),$$

wobei  $W$  in Gl. (6) definiert wurde. Dabei nehmen wir an, daß das in einer Periode für dieselbe Periode erwartete Einkommen gleich dem tatsächlichen Einkommen ist:  $E_{t+1} Y_{t+1}^N = Y_{t+1}^N$ .

Um die Erwartungsrevisionen modellieren zu können, nehmen wir an, daß das reale Nettoarbeitseinkommen  $Y^N$  sich gemäß dem folgenden Modell entwickelt:

$$(13) \quad Y_t^N = B_{11}(L) Y_t^N + B_{12}(L) Z_t + u_t$$

$$\text{mit} \quad B_{11}(L) = b_{111} L + b_{112} L^2 + b_{113} L^3 + \dots$$

$$B_{12}(L) = b_{121} L + b_{122} L^2 + b_{123} L^3 + \dots$$

und  $L$  dem Lagoperator.

<sup>8</sup> Für eine ausführliche Herleitung dieses Resultats vgl. *Flavin* (1981, 1985) und *Muellbauer* (1983).

$Z_t$  ist ein Vektor von  $k$  potentiellen Determinanten des Einkommens wie z.B. Staatsausgaben und Staatsverschuldung.  $b_{11j}$  ist also ein Skalar und  $b_{12j}$  ein  $k$ -dimensionaler Zeilenvektor.

Die Entwicklung von  $z$  soll sich durch das folgende Gleichungssystem beschreiben lassen:

$$(14) \quad z_t = B_{21}(L) Y_t^N + B_{22}(L) Z_t + v_t,$$

wobei  $B_{21}(L)$  und  $B_{22}(L)$  analog  $B_{11}(L)$  bzw.  $B_{12}(L)$  definiert sind.  $b_{21j}$  ist jetzt ein  $k$ -dimensionaler Spaltenvektor und  $b_{22j}$  eine  $k \times k$ -Matrix.

Die stochastischen Terme  $u_t$  und  $v_t$  haben die folgenden Eigenschaften:

$$(15) \quad \begin{aligned} Eu_t &= Ev_t = 0 \\ E \left[ \begin{pmatrix} u_t \\ v_t \end{pmatrix} (u_t \ v_t) \right] &= \begin{pmatrix} \sigma_u^2 & \sigma_{12} \\ \sigma'_{12} & \Sigma_{vv} \end{pmatrix} \\ Eu_t u_{t-\tau} &= Eu_t v_{t-\tau} = Ev_t v'_{t-\tau} = 0 \quad \tau \neq t, \end{aligned}$$

wobei „0“ je nach Bedarf als Skalar oder Vektor interpretiert wird.

Weiterhin nehmen wir an, daß das System (13) und (14) invertierbar ist, so daß sich  $Y_t^N$  in moving-average Darstellung schreiben läßt als

$$(16) \quad Y_t^N = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_{1j} u_{t-j} + \sum_{j=0}^{\infty} \psi_{2j} v_{t-j}.$$

Daraus folgt für die Revision der erwarteten zukünftigen Werte von  $Y^N$ :

$$(17) \quad E_{t+1} Y_{t+1+i}^N - E_t Y_{t+1+i}^N = \psi_{1i} u_{t+1} + \psi_{2i} v_{t+1} \quad i = 0, 1, \dots$$

Die Änderung der erwarteten Werte des zukünftigen Nettoarbeitseinkommens und damit auch die Änderung des Konsums ist also eine Funktion der Einschrittsprognosefehler des Einkommens,  $u_{t+1} = Y_{t+1}^N - E_t Y_{t+1}^N$  und der seiner Determinanten  $Z_j$ ,  $v_{j,t+1} = Z_{j,t+1} - E_t Z_{j,t+1}$ ,  $j = 1, \dots, k$ . Deshalb erweitern wir die Liste der erklärenden Variablen in der Gl. (11') um  $u_{t+1}$  und  $v_{j,t+1}$ :

$$(18) \quad w_{t+1}^C = g_0 + g_1 r_t + e_1 u_{t+1} + \sum_{j=2}^{k+1} e_j v_{j-1,t+1} + \eta_{t+1}$$

$\eta_t$  ist eine rein transitorische Änderung der Wachstumsrate des Konsums. Der Regressionsparameter  $e_j$  gibt an, inwieweit die Haushalte eine unerwartete Entwicklung der Variablen  $Y_{t+1}^N$  bzw.  $Z_{j-1,t+1}$  für eine Revision ihres geschätzten permanenten Einkommens verwenden. Ist ein  $e_j$  gleich null, bedeutet dies, daß die dazugehörige Variable keine Bedeutung für die Prognose des Nettoarbeitseinkommens hat. Die Regressionsparameter  $e_j$  sind eine Funktion der  $\psi$ 's aus Gl. (16).

Wie kann in diesem theoretischen Rahmen das Äquivalenztheorem überprüft werden? Zunächst ist anzumerken, daß Budgetsalden in der Periode  $t+1$ , die bereits eine Periode früher erwartet wurden, keine Auswirkungen haben auf die Wachstumsrate des Konsums,  $w_{t+1}^C$ . Dies gilt unabhängig davon, ob das Äquivalenztheorem gilt oder nicht, da in beiden Fällen alle erwarteten Einkommensänderungen bereits ein  $C_t$  berücksichtigt wurden. Die ist eine Konsequenz intertemporaler Optimierung bei rationalen Erwartungen. In dem in dieser Studie gewählten Modell können nur unerwartete Budgetsalden eine Änderung von  $w^C$  bewirken. Für die folgenden Überlegungen soll angenommen werden, daß ein Budgetsaldo nicht allein durch spätere Variationen der Staatsausgaben kompensiert werden wird, sondern sich zumindest teilweise in späteren Steuer- und damit auch Nettoarbeitseinkommensänderungen niederschlägt<sup>9</sup>. Unter dieser Annahme impliziert das Äquivalenztheorem, daß ein unerwarteter Finanzierungssaldo des Staates (bei einem Defizit ist dieser negativ!) das permanente Einkommen der privaten Haushalte und damit auch die Konsumausgaben erhöht, da sie spätere Steuersenkungen erwarten. Bei Gültigkeit des Äquivalenztheorems muß also der Regressionskoeffizient eines unerwarteten staatlichen Finanzierungssaldos positiv sein.

Mit einem positiven Regressionskoeffizienten wäre aber auch die Hypothese vereinbar, daß die Haushalte nur einen Teil der zukünftigen Steueränderungen bei ihren jetzigen Konsumentscheidungen berücksichtigen. Um die Hypothese einer vollständigen Antizipation der durch ein Defizit implizierten zukünftigen Steuerzahlungen testen zu können, müßten die Korrelationen zwischen den Komponenten von  $u$  und  $v$  in strukturelle Beziehungen mit eindeutiger Kausalrichtung umformuliert und die genauen Funktionsformen einschließlich möglicher Trendbereinigungen vorgegeben werden. Nur wenn diese Voraussetzungen gegeben sind, ist es möglich, „reine“ Defizit-Schocks zu identifizieren und in ihre Wirkungen auf zukünftige Staatsausgaben und Steuerzahlungen aufzuspalten<sup>10</sup>. Die detaillierte Spezifikation von Politikreaktionsfunktionen und der Beziehungen zwischen Politik-

<sup>9</sup> Diese Annahme ist kompatibel mit den späteren empirischen Ergebnissen.

<sup>10</sup> Für eine Kritik der von *Sims* (1980) vorgeschlagenen Methode der Diagonalisierung der Varianz-Kovarianz Matrix vgl. bspw. *Cooley / LeRoy*, (1985).

variablen und gesamtwirtschaftlichen Größen wie Sozialprodukt usw. übersteigt das Anliegen dieser Arbeit und wird nicht weiter verfolgt.

### 3. Die empirische Implementation

Um den in Abschnitt 2 beschriebenen Test des Ricardo-Theorems durchführen zu können, müssen zunächst die im Vektor  $Z$  enthaltenen Erklärungsvariablen für das reale Nettoarbeitseinkommen  $Y^N$  definiert werden. Aus schätztechnischen Gründen muß die Liste dieser Variablen relativ klein bleiben. In dieser Arbeit werden die realen Staatsausgaben  $SA$  und der reale Finanzierungssaldo des Staates  $FS$  benutzt. Das empirische Konstrukt zur Messung des Nettoarbeitseinkommens  $Y^N$  bezeichnen wir im folgenden mit  $Y^N$ . Die genauen Definitionen und Datenquellen sind im Anhang 1 angegeben. Anstelle des realen Finanzierungssaldos in der Definition der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung wurde auch der um Inflationseffekte bereinigte Saldo in der Definition von *Barro* (1984) verwendet. Die Ergebnisse waren den hier publizierten sehr ähnlich und werden nicht weiter angegeben.

Da die Verwendung von trendbehafteten Zeitreihen die Gefahr der Messung von Scheinkorrelationen in sich birgt, wird der Trend durch geeignete Transformationen eliminiert. In der Literatur sind vor allem zwei Verfahren vorgeschlagen worden<sup>11</sup>. Die erste Möglichkeit besteht darin, die logarithmierten Werte einer Variablen  $X$  auf einen linearen Trend zu regressieren und die empirischen Residuen als stationäre Zeitreihe zu verwenden. Die zweite Möglichkeit geht davon aus, daß die Wachstumsraten von  $X$  stationär sind. Wie bspw. *Mankiw / Shapiro* (1985) in einer Simulationsstudie gezeigt haben, kann die Wahl des Verfahrens weitreichende Implikationen für den Test der Lebenszyklushypothese haben. Um zwischen den beiden Modellen zu diskriminieren, schlagen *Nelson / Plosser* (1982) die Schätzung der folgenden Gleichung vor:

$$(19) \quad \ln X_t = a_0 + a_1 \ln X_{t-1} + \sum_{i=1}^m b_i (\ln X_{t-i} - \ln X_{t-i-1}) + cT$$

mit  $T$  einem linearen Zeittrend. Das Modell mit stationären Wachstumsraten wird akzeptiert, falls  $a_1 = 1$  und  $c = 0$ . In der Spalte 1 der Tabelle 1 ist das Ergebnis für das reale Nettoarbeitseinkommen  $Y^N$  und  $m = 2$  angegeben. Höhere Lags waren insignifikant. Das Symbol  $\Delta$  repräsentiert den Differenzenoperator.

<sup>11</sup> Für einen Überblick vgl. *Nelson / Plosser* (1982) oder *Stulz / Wasserfallen* (1985).

Tabelle 1  
Tests auf Trend von *YN* (Schätzzeitraum 1955 - 1983)

	(1)	(2)	(3)
Konstante	0,220 (0,1)	- 6,596 (2,8)	- 6,659 (3,3)
$\ln YN_{t-1}$	0,958 (16,4)	0,492 (3,0)	0,488 (3,4)
$\Delta \ln YN_{t-1}$	0,501 (2,5)	0,667 (3,7)	0,666 (3,8)
$\Delta \ln YN_{t-2}$	- 0,297 (1,5)	0,010 (0,1)	-
<i>T</i>	- 0,005 (0,2)	0,351 (2,9)	0,355 (3,4)
$T^2$	-	- 0,005 (3,0)	- 0,005 (3,5)
<i>SE</i>	0,176	0,153	0,150
<i>DW</i>	1,85	1,80	1,79

*SE* Standardfehler der Residuen

*DW* Durbin-Watson Koeffizient

Das Schätzergebnis scheint eindeutig zu belegen, daß kein deterministischer Trend vorliegt. Bei diesem Test wird ein konstanter Erwartungswert der Wachstumsraten unterstellt. Da eine visuelle Überprüfung der Zeitreihe jedoch im Zeitablauf fallende Wachstumsraten nahelegt, wurde die Gl. (19) mit einem quadratischen Trendterm als zusätzlichem Regressor geschätzt. Die Ergebnisse der Spalten 2 und 3 zeigen, daß der Standardfehler der Residuen stark fällt und sowohl *T* als auch  $T^2$  signifikant von null und  $a_1$  signifikant von eins verschieden ist. Sicherlich ist auf lange Frist gesehen der quadratische Trend keine zufriedenstellende Annahme, da er letztlich ein negatives Einkommen impliziert. Für die Modellierung der Erwartungsbildung im Schätzzeitraum ist er dennoch eine gute Approximation.

Um sich nicht aprioristisch auf das „richtige“ Trendbereinigungsverfahren festlegen zu müssen, werden die Schätzergebnisse für beide Verfahren angegeben.

Bei Annahme eines deterministischen Trends regressieren wir  $\ln C$ ,  $\ln YN$ ,  $\ln SA$  und  $FS$  auf eine quadratische Trendfunktion. Die Residuen bezeichnen wir mit  $\tilde{C}$ ,  $\tilde{YN}$ ,  $\tilde{SA}$  und  $\tilde{FS}$ . Die Variable Finanzierungssaldo des Staates wurde nicht logarithmiert, da sie sowohl positive als auch negative Werte hat und ihre Entwicklung keinerlei Ähnlichkeit mit einem exponentiellen Wachstum aufweist.

Die Prognosefehler, die gemäß Gl. (18) das Wachstum des Konsums beeinflussen, sind in diesem Fall gleich den Residuen  $u_{1,t}$ ,  $u_{2,t}$  und  $u_{3,t}$  des folgenden Gleichungssystems:

$$(20) \quad \begin{aligned} \tilde{Y}N_t &= a_{10} + \sum_i b_{1i} \tilde{Y}N_{t-i} + \sum_j c_{1j} \tilde{S}A_{t-j} + \sum_k d_{1k} \tilde{F}S_{t-k} + u_{1,t} \\ \tilde{S}A_t &= a_{20} + \sum_i b_{2i} \tilde{B}S_{t-i} + \sum_j c_{2j} \tilde{S}A_{t-j} + \sum_k d_{2k} \tilde{F}S_{t-k} + u_{2,t} \\ \tilde{F}S_t &= a_{30} + \sum_i b_{3i} \tilde{B}S_{t-i} + \sum_j c_{3j} \tilde{S}A_{t-j} + \sum_k d_{3k} \tilde{F}S_{t-k} + u_{3,t}. \end{aligned}$$

Die Konsumfunktion lautet:

$$(21) \quad \tilde{C}_t - \tilde{C}_{t-1} = g_0 + g_1 + RW_{t-1} + e_1 u_{1,t} + e_2 u_{2,t} + e_3 u_{3,t} + \eta_t.$$

Als Indikator für den Zinssatz  $r$  wird die reale Nettorendite festverzinslicher Wertpapiere,  $RW$ , verwendet. In den Erklärungsgleichungen für die Staatsausgaben  $\tilde{S}A$  und den staatlichen Finanzierungssaldo  $\tilde{F}S$  wurde (nach empirischen Voruntersuchungen) die Einkommensvariable  $\tilde{Y}N$  durch das reale Bruttosozialprodukt minus reale Staatsausgaben,  $\tilde{B}S$ , ersetzt. Dies verbesserte die Qualität der Schätzgleichungen und erscheint auch theoretisch als plausibel. In der Konsumfunktion veränderten sich dadurch sowohl die Parameter als auch die  $t$ -Werte nur marginal.

Bei Annahme eines stochastischen Trends sind die Prognosefehler gleich den Residuen des folgenden Gleichungssystems, wobei  $w^X$  die Wachstumsrate und  $\Delta X$  die absolute Veränderung einer Variablen  $X$  bezeichnen:

$$(22) \quad \begin{aligned} w_t^{YN} &= a_{10} + a_{11} T + \sum_i b_{1i} w_{t-i}^{YN} + \sum_j c_{1j} w_{t-j}^{SA} + \sum_k d_{1k} \Delta FS_{t-k} + v_{1,t} \\ w_t^{SA} &= a_{20} + a_{21} T + \sum_i b_{2i} w_{t-i}^{BS} + \sum_j c_{2j} w_{t-j}^{SA} + \sum_k d_{2k} \Delta FS_{t-k} + v_{2,t} \\ \Delta FS_t &= a_{30} + a_{31} T + \sum_i b_{3i} w_{t-i}^{BS} + \sum_j c_{3j} w_{t-j}^{SA} + \sum_k d_{3k} \Delta FS_{t-k} + v_{3,t} \end{aligned}$$

Die Konsumfunktion lautet in diesem Fall:

$$(23) \quad w_t^C = g_0 + g_1 RW_{t-1} + g_2 T + e_1 v_{1,t} + e_2 v_{2,t} + e_3 v_{3,t} + \eta_t.$$

Die Trendvariable  $T$  in der Konsumfunktion soll die im Trend gefallene Wachstumsrate des Einkommens und damit auch des Konsums einfangen. Selbst wenn der Konsum eines einzelnen Konsumenten im Zeitablauf sich nicht ändert, kann der aggregierte Konsum einen Trend aufweisen, wenn nachfolgende Generationen ihr ökonomisches Leben mit einem höheren permanenten Einkommen beginnen<sup>12</sup>.

<sup>12</sup> Vgl. Ramser (1978).

Wie aus den Gleichungen (20) - (23) hervorgeht, sind sowohl in den Bestimmungsgleichungen für die erklärenden Variablen  $YN$ ,  $SA$  und  $FS$  als auch in der Konsumfunktion dieselben Parameter enthalten. Deshalb werden (20) und (21) bzw. (22) und (23) simultan geschätzt. Um die Parameter  $e_1$ ,  $e_2$ , und  $e_3$  identifizieren und konsistent schätzen zu können, treffen wir die Annahme, daß  $\eta_t$  mit den  $u$ 's bzw.  $v$ 's nicht korreliert ist. Dies schließt sowohl aus, daß der Konsum in derselben Periode  $YN$ ,  $SA$  oder  $FS$  als auch daß ein dritter, nicht berücksichtigte Faktor alle Variable gleichzeitig beeinflusst. Dies ist zweifellos eine harte Annahme, ist aber in allen Modellen dieser Art notwendig<sup>13</sup>. Weiterhin soll  $RW_{t-1}$  mit den Residuen unkorreliert sein.

Einem Vorschlag von *Mishkin* (1982) folgend, schätzen wir zunächst das System (20) bzw. (22) und die dazugehörige Konsumfunktion getrennt ohne jede Berücksichtigung von Parameterrestriktionen. Die geschätzte Varianz-Kovarianzmatrix von  $u$  bzw.  $v$  bezeichnen wir mit  $\hat{\Sigma}$  und die geschätzte Varianz von  $\eta$  mit  $\hat{\sigma}_\eta$ . Wir definieren eine Matrix  $\hat{\Omega}$  als

$$(3.5) \quad \hat{\Omega} = \begin{pmatrix} \hat{\Sigma} & 0 \\ 0' & \hat{\sigma}_\eta \end{pmatrix},$$

wobei 0 den Nullvektor bezeichnet. Danach wird das Gesamtsystem (20) und (21) bzw. (22) und (23) mit der nichtlinearen verallgemeinerten Kleinst-Quadrate Methode unter Verwendung der Gewichtungsmatrix  $\hat{\Omega}$  und Beachtung aller Parameterrestriktionen geschätzt. Aus den Residuen werden neue Werte für  $\hat{\Sigma}$  und  $\hat{\sigma}_\eta$  berechnet und das Gesamtsystem wird erneut geschätzt. Dieser Prozeß wird fortgesetzt, bis sich die Elemente von  $\hat{\Omega}$  zwischen zwei Iterationen um weniger als 5 Prozent unterscheiden. Der Schätzer ist konsistent und konvergiert asymptotisch zum Maximum-Likelihood-Schätzer.

#### 4. Die Schätzergebnisse

Die in Abschnitt 3 hergeleiteten Gleichungssysteme wurden mit Jahresdaten für den Zeitraum 1955 - 1983 geschätzt. Jahresdaten haben sicherlich den Nachteil der hohen zeitlichen Aggregation. Dafür entfällt das Problem der Saisonbereinigung. Außerdem sind für den gewählten Zeitraum, der Phasen sowohl von positiven als auch von negativen staatlichen Finanzierungssalden enthält, keine konsistenten Quartalsdaten verfügbar.

In Tabelle 2 sind für die beiden Trendbereinigungsmethoden „Abweichung vom Trend“ und „Wachstumsraten“ die Regressionsparameter der

<sup>13</sup> Für eine ausführliche Diskussion dieser Probleme vgl. *Abel / Mishkin* (1983) und *Blinder / Deaton* (1985).

Tabelle 2

**Parameter der Konsumfunktion und Testmaße für alle Gleichungen.  
Version ohne verzögerte Prognosefehler**

	Abweichungen vom Trend		Wachstumsraten	
	univariat	multivariat	univariat	multivariat
Konstante	- 0,461 (0,9)	- 0,536 (1,3)	6,744 (6,5)	5,763 (6,2)
<i>T</i>	-	-	- 0,172 (4,3)	- 0,155 (4,0)
<i>RW</i> (- 1)	0,161 (1,1)	0,192 (1,6)	0,144 (0,9)	0,410 (3,3)
<i>YN</i> <sup>R</sup>	0,946 (8,6)	0,881 (11,5)	0,887 (10,3)	0,912 (14,3)
<i>SA</i> <sup>R</sup>	- 0,066 (0,8)	0,078 (1,4)	- 0,038 (0,6)	0,083 (1,5)
<i>FS</i> <sup>R</sup>	0,291 (3,1)	0,103 (1,5)	0,282 (3,7)	0,117 (1,7)
Gl.				
<i>YN</i> <i>SE</i>	1,67	1,79	1,79	1,70
<i>DW</i>	1,34	1,06	1,29	1,14
<i>SA</i> <i>SE</i>	2,09	2,03	2,25	1,98
<i>DW</i>	1,64	1,58	1,81	1,81
<i>FS</i> <i>SE</i>	1,73	1,42	1,98	1,55
<i>DW</i>	2,29	1,68	2,30	1,98
<i>C</i> <i>SE</i>	0,79	0,51	0,68	0,49
<i>DW</i>	1,82	2,13	2,03	1,96

Zur Definition der Variablen siehe Text und Anhang. *SE* und *DW* sind der Standardfehler der Residuen und der Durbin-Watson Koeffizient der jeweiligen Gleichung.

Konsumfunktion sowie die Fit-Kriterien Standardfehler und Durbin-Watson Koeffizient jeder Gleichung angegeben. Das Superskript *R* bei den erklärenden Variablen *YN*, *SA* und *FS* weist darauf hin, daß es sich um die Residuen der Prognosegleichungen für die entsprechenden Variablen handelt. Voruntersuchungen haben ergeben, daß – gemessen an den Testmaßen Korrigiertes  $R^2$ , Finaler Prognosefehler und Hannan / Quinn Kriterium – in den seltensten Fällen Variable mit einem Lag von mehr als zwei Jahren für die Prognose von *YN*, *SA* und *FS* relevant waren. Deshalb wurde einheitlich ein maximaler Lag von 2 unterstellt. In der univariaten Version wurden nur die jeweils verzögert endogenen Variablen als Regressoren zugelassen, in der multivariaten Version wurde das volle System (20) bzw. (22) geschätzt.

Bei einigen Unterschieden im Detail können die folgenden allgemeinen Schlußfolgerungen gezogen werden: Bis auf das multivariate Modell bei Wachstumsraten ist die intertemporale Substitutionselastizität relativ

klein. Es sollte aber beachtet werden, daß besonders die Messung des Zins-effektes durch die Verwendung von Jahresdurchschnittswerten erschwert wird<sup>14</sup>. Eine unerwartete Änderung des Nettoarbeitseinkommens führt zu einer fast gleich großen Veränderung des Konsums, während unerwartete Änderungen der Staatsausgaben einen unbedeutenden Einfluß haben. In allen Versionen bewirkt eine unerwartete Veränderung des Finanzierungssaldos eine positive Änderung der Konsumausgaben. Der Effekt ist in den univariaten Formulierungen der Erwartungsbildung bedeutend größer als in den multivariaten Modellen.

Ein Vergleich der Fitkriterien *SE* und *DW* zeigt, daß die multivariaten Prognosemodelle insbesondere die Qualität der Konsumfunktion und der Erklärungsgleichungen des Finanzierungssaldos und der Staatsausgaben verbessern. Die Entwicklung des Finanzierungssaldos wird vor allem deswegen besser erklärt, weil der verzögerte Wert des Sozialprodukts einen positiven und der der Staatsausgaben einen negativen Einfluß hat. In der Staatsausgabenfunktion haben verzögerte Werte sowohl des Sozialprodukts als auch des Finanzierungssaldos signifikante positive Regressionskoeffizienten. Das Nettoarbeitseinkommen hängt positiv vom Finanzierungssaldo des Staates des vergangenen Jahres ab (vgl. Anhang 2). Damit ergeben sich komplizierte dynamische Interaktionen zwischen den für die Konsumfunktion relevanten Erklärungsvariablen. Ein nicht antizipiertes Defizit (= negativer Finanzierungssaldo) führt in der nächsten Periode zu einem Fallen des Nettoarbeitseinkommens, der Staatsausgaben und des Defizits selbst. In der darauffolgenden Periode laufen weitere, zum Teil gegenläufige Prozesse ab. Als Reaktion auf ein unerwartetes Defizit werden demgemäß die erwarteten Werte des Nettoarbeitseinkommens und der Staatsausgaben revidiert. Der Regressionskoeffizient von  $FS^R$  gibt approximativ an, um welchen Betrag sich das permanente Nettoeinkommen geändert hat. Der positive Wert des geschätzten Koeffizienten zeigt, daß sich das permanente Einkommen im Urteil der Konsumenten verkleinert, wenn ein unerwartetes staatliches Defizit auftritt, da sie für die Zukunft höhere Steuerzahlungen erwarten.

An dieser Stelle soll auf die bereits im theoretischen Teil angedeutete prinzipielle Schwierigkeit der Überprüfung der Äquivalenzhypothese hingewiesen werden. Diese Hypothese besagt ja, daß – gegeben die Staatsausgaben der laufenden und aller zukünftigen Perioden – die Finanzierungsart der Staatsausgaben keinen Einfluß auf die privaten Konsumausgaben hat. Eine solche *ceteris-paribus* Betrachtung ist bei einer empirischen Analyse nicht erlaubt, da die Zukunftserwartungen für alle Variablen durchaus von der Finanzierungsart abhängig sein können<sup>15</sup>. Je nach den Umständen kann

---

<sup>14</sup> Für eine ausführliche Diskussion der Aggregationsproblematik vgl. *Hall* (1985).

<sup>15</sup> Vgl. hierzu vor allem die „Signaltheorie“ von *Feldstein* (1982).

ein Defizit für die Zukunft höhere oder niedrigere Bruttoeinkommen, Staatsausgaben und Steuern ankündigen. Aus der geschätzten Erklärungsgleichung für das Nettoarbeitseinkommen (Anhang 2) wird ersichtlich, daß einem staatlichen Defizit in der Regel ein niedrigeres Nettoeinkommen folgt. Was wir empirisch überprüft haben ist die Frage, ob sich dies in einem reduzierten Konsum niederschlägt. Diese Frage kann aufgrund des positiven Regressionskoeffizienten von  $FS^R$  bejaht werden.

Der durchgehend niedrige Wert des Durbin-Watson Koeffizienten in der *YN*-Gleichung deutet darauf hin, daß eine Fehlspezifikation vorliegt. Da bei der isolierten Schätzung des Systems (20) bzw. (22) kein derartiger Mangel zu entdecken war, ist der Fehler in der Konsumfunktion zu suchen. Erweiterungen der Regressorenliste um die verzögerte Wachstumsrate des Konsums verbesserte weder den Durbin-Watson noch war ihr Regressionskoeffizient signifikant von null verschieden. Erst die Berücksichtigung des verzögerten Prognosefehlers der Einkommensgleichung brachte einen gewissen Erfolg. Verzögerte Prognosefehler der Staatsausgaben- und Finanzierungssaldogleichungen waren insignifikant.

Die Tabelle 3 enthält die Schätzergebnisse für diese Modellversion. Neben der multivariaten Modellierung der Prognosegleichungen für *YN*, *SA* und *FS* in den Spalten 1 und 3 wird auch eine „optimierte“ Version, bei der alle Erklärungsvariablen gestrichen wurden, deren Koeffizient einen *t*-Wert kleiner 1 hatte, präsentiert (Spalte 2 und 4). Der Durbin-Watson Koeffizient wird wesentlich besser und der Regressionskoeffizient von  $FS^R$  wird größer und ist besser abgesichert.

Bis zu diesem Zeitpunkt wurde unterstellt, daß die Wachstumsrate des Konsums außer dem Zeittrend und dem Zinssatz nur von nicht antizipierten Änderungen der relevanten Einflußfaktoren abhängt. Dies impliziert, daß alle Variablen, die zum Zeitpunkt *t* - 1 bekannt sind, einen Regressionskoeffizienten von null haben müssen. In vielen Studien<sup>16</sup> führten Tests zu einer Ablehnung dieser Restriktion, was meist mit Liquiditätsbeschränkungen begründet wurde. Deshalb wird überprüft, ob die antizipierten Werte von *YN*, *SA* und *FS* einen signifikanten Beitrag zur Erklärung der endogenen Variablen liefern. Dazu wird die Teststatistik  $TS = 2n \ln (SS^1 / SS^2)$  berechnet<sup>17</sup>. *n* ist die Anzahl der Beobachtungen je Gleichung,  $SS^1$  ist die Fehlerquadratsumme des gesamten Systems ohne und  $SS^2$  ist die Fehlerquadratsumme des gesamten Systems mit den antizipierten Werten von *YN*, *SA* und *FS* in der Konsumfunktion. Für das „optimierte“ Modell ist die Teststatistik im Fall der Abweichungen vom Trend 4, 32, im Fall der Wachstumsraten 0,58. Da *TS* in diesem Fall  $\chi^2$  - verteilt ist mit 3 Freiheitsgraden,

<sup>16</sup> Vgl. *Flavin* (1981, 1985), *Kugler* (1985), *Muellbauer* (1983).

<sup>17</sup> Vgl. *Mishkin* (1982).

Tabelle 3

**Parameter der Konsumfunktion und Testmaße für alle Gleichungen.  
Version mit verzögerten Prognosefehlern**

	Abweichungen vom Trend		Wachstumsraten	
	multivariat	optimiert	multivariat	optimiert
Konstante	- 0,383 (0,8)	- 0,646 (1,4)	5,853 (5,1)	5,915 (5,3)
<i>T</i>	-	-	- 0,162 (3,4)	- 0,162 (3,4)
<i>RW</i> (- 1)	0,138 (1,2)	0,241 (2,3)	0,419 (3,2)	0,398 (3,2)
<i>YN<sup>R</sup></i>	0,896 (11,9)	0,876 (11,4)	0,897 (13,9)	0,868 (14,0)
<i>SA<sup>R</sup></i>	- 0,025 (0,4)	0,044 (0,7)	- 0,075 (1,3)	0,068 (1,3)
<i>FS<sup>R</sup></i>	0,101 (1,5)	0,094 (1,4)	0,120 (1,8)	0,126 (1,9)
<i>YN<sup>R</sup></i> (- 1)	0,322 (3,6)	0,301 (2,9)	0,389 (2,9)	0,373 (4,8)
Gl.				
<i>YN SE</i>	1,69	1,65	1,58	1,64
<i>DW</i>	1,36	1,41	1,54	1,52
<i>SA SE</i>	1,93	1,99	1,95	2,00
<i>DW</i>	1,64	1,54	1,86	1,80
<i>FS SE</i>	1,42	1,46	1,55	1,57
<i>DW</i>	1,68	1,68	1,99	1,89
<i>C SE</i>	0,47	0,52	0,50	0,51
<i>DW</i>	1,99	1,78	1,95	1,96

kann die Hypothese klar verworfen werden, daß die erwarteten Werte der Einflußfaktoren einen signifikanten Einfluß ausüben.

Die geschätzten Funktionen sind also sowohl nach theoretischen als auch ökonometrischen Kriterien als gute Beschreibungen des Konsumverhaltens akzeptabel. In allen geschätzten Versionen ist die Hypothese, daß die Staatsverschuldung keinen Einfluß auf die privaten Konsumaufgaben hat, auf dem Signifikanzniveau 10 % immer, auf dem Signifikanzniveau 5 % meistens zu verwerfen (einseitiger Test). Neue Informationen über staatliche Finanzierungssalden veranlassen demgemäß die Konsumenten, ihre Prognosen über das zukünftige Nettoarbeitseinkommen zu revidieren und damit auch ihren Konsum an das geänderte permanente Einkommen anzupassen. Zumindest ein Teil eines staatlichen Defizits wird also direkt durch höhere Ersparnisse der privaten Haushalte ausgeglichen. Dadurch erhalten empirische Ergebnisse, daß Staatsverschuldung keinen Einfluß auf den

Zinssatz hat<sup>18</sup>, eine teilweise Erklärung durch die Kapitalangebotsfunktion. Gegen diese Interpretation der Schätzergebnisse kann möglicherweise eingewendet werden, daß unerwartete Finanzierungssalden von den Haushalten weniger zur Prognose zukünftiger Steuerzahlungen, sondern vielmehr als Indikator der konjunkturellen Entwicklung herangezogen wird. Dieser Einwand ist aber höchstens insoweit berechtigt, als sich die Konjunktur weder im Finanzierungssaldo, den Staatsausgaben und dem Sozialprodukt des Vorjahres, noch im Nettoarbeitseinkommen und den Staatsausgaben des laufenden Jahres niederschlägt. Aus diesem Grund erscheint es als sehr unwahrscheinlich, daß der positive Regressionskoeffizient von  $FS^R$  nur konjunkturelle Erwartungen widerspiegelt.

### 5. Zusammenfassung und Schlußfolgerungen

In dieser Arbeit wurde versucht, einige neuere Entwicklungen auf dem Gebiet der Schätzung makroökonomischer Konsumfunktionen für die Überprüfung des Ricardianischen Äquivalenztheorems nutzbar zu machen. Dazu wurde im Abschnitt 2 ein Modell der Lebenszyklusplanung präsentiert, demzufolge außer dem Zinssatz nur unerwartete Änderungen der Determinanten des permanenten Einkommens die Wachstumsrate des Konsums verändern. Ist die Äquivalenztheorie richtig, müßten also nicht-antizipierte staatliche Budgetsalden in Höhe der dadurch implizierten Veränderungen zukünftigen Steuerzahlungen eine Konsumänderung bewirken.

Im Abschnitt 3 wurden die Prognosegleichungen für die Erklärungsfaktoren Nettoarbeitseinkommen, Staatsausgaben und staatlicher Finanzierungssaldo diskutiert. Verwendet wurde eine vektorautoregressive Darstellung. Besondere Sorgfalt wurde auf die adäquate Behandlung des Trends gelegt. Weiterhin wurde die verwendete nicht-lineare verallgemeinerte Kleinst-Quadrate Schätzmethode vorgestellt.

Im Abschnitt 4 wurden für mehrere Varianten der Erwartungsbildung und Trendbereinigung die empirischen Schätzergebnisse präsentiert. Zusammenfassend kann festgehalten werden, daß unerwartete Änderungen des Nettoeinkommens einen großen und solche der Staatsausgaben einen kleinen und insignifikanten Einfluß auf den Konsum haben. In allen Modellen hatte ein unerwarteter staatlicher Finanzierungssaldo einen positiven Einfluß auf den Konsum. Dies bedeutet bspw., daß eine Nettoeinkommenserhöhung, die durch eine Erhöhung des Bruttoeinkommens hervorgerufen wurde, eine größere Konsumveränderung zur Folge hat, als eine durch eine Steuersenkung mit Defizitfinanzierung erzeugte Nettoeinkommensänderung. Die Neutralitätshypothese kann demnach nicht verworfen werden, die

<sup>18</sup> Vgl. bspw. Plosser (1982) oder Flaig (1986).

Hypothese der vollständigen Fiskalillusion hingegen kann abgelehnt werden. Es kann aber im Rahmen des gewählten Modells keine Aussage darüber getroffen werden, ob tatsächlich eine volle Äquivalenz vorhanden ist.

Für weitere Arbeiten gibt es eine Reihe von Möglichkeiten, durch die Modifikationen des hier gewählten Ansatzes die Ergebnisse abzusichern oder auch gegebenenfalls zu revidieren. Verbesserungen sind auf drei Gebieten möglich: Erstens sollte überprüft werden, ob nicht zusätzliche Variablen für die Prognose der Determinanten des Konsums relevant sind. Dazu gehört auch eine möglicherweise adäquatere Trendspezifikation. Zweitens ist eine erweiterte Formulierung der Konsumfunktion denkbar, um bspw. nicht-antizipierte Änderungen von Preisniveau und Zinssatz zu erfassen. Die Unterscheidung zwischen dauerhaften und nicht-dauerhaften Gütern sollte versucht werden. Demographische Faktoren könnten berücksichtigt werden, um bspw. die spezifischen Effekte der Intergenerationen-Umverteilung durch die Rentenversicherung schätzen zu können<sup>19</sup>. Auch die Möglichkeit von Liquiditätsrestriktionen sollte explizit beachtet werden. Drittens schließlich sollte die Nutzenfunktion der Konsumenten so erweitert werden, daß die Auswirkungen von Steuersatzänderungen auf Arbeitsangebot und Entscheidungen über das Ruhestandsalter analysiert werden können.

### Zusammenfassung

Es wird untersucht, ob die Finanzierungsform der Staatsausgaben (Steuern versus Verschuldung) die privaten Konsumausgaben beeinflußt. Theoretische Grundlage ist ein life-cycle Modell mit rationalen Erwartungen, in dem nur unerwartete Ereignisse zu einer Änderung des Konsums führen (Überraschungskonsumfunktion). Die empirischen Ergebnisse zeigen, daß bei gegebenem Nettoarbeitseinkommen ein unerwartetes Defizit des Staates die Konsumausgaben reduziert. Zumindest teilweise wird also deficit-spending durch direktes crowding-out konterkariert. Die Annahme der Fiskalillusion kann verworfen werden. Inwieweit volle Äquivalenz zwischen Steuer- und Verschuldungsfinanzierung vorliegt, bleibt allerdings offen.

### Summary

This paper deals with the question: Depends private consumption on the choice of tax- versus debt-financing of government expenditure? Theoretical basis is a life-cycle model with rational expectations. In this model only unexpected events cause a change of consumption (surprise consumption function). The empirical results show that – given net labour income – an unanticipated government deficit reduce private consumption expenditure. The hypothesis of fiscal illusion can be rejected, but the problem of one-to-one equivalence of tax- and debt-financing can not definitely be settled.

---

<sup>19</sup> Für einen Überblick über diesen Problembereich vgl. *Kotlikoff* (1984) oder *Hurler* u. a. (1984).

## Anhang 1: Variablendefinitionen und Datenquellen

Soweit nicht jeweils anders angegeben, stammen alle Daten aus: Statistisches Bundesamt, Fachserie 18, Reihe S. 7, Lange Reihen 1950 - 1984.

**YN:** Reales Nettoarbeitseinkommen

Das „Nettoarbeitseinkommen“ besteht aus der Nettolohn- und Gehaltssumme, den empfangenen laufenden Übertragungen der privaten Haushalte plus dem Nettoarbeitseinkommen der Selbständigen. Dabei wird angenommen, daß ein Selbständiger außerhalb der Landwirtschaft das Bruttoarbeitseinkommen eines unselbständig Beschäftigten, ein selbständiger Landwirt das Bruttoarbeitseinkommen eines unselbständig Beschäftigten in der Landwirtschaft und ein mit-helfender Familienangehöriger in der Landwirtschaft 30 % dieses Betrages verdient. Das Verhältnis Netto- zu Bruttoarbeitseinkommen der Selbständigen soll gleich sein dem Verhältnis Nettolohn- und Gehaltssumme zu Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit. Ein Teil der getroffenen Annahmen mag willkürlich erscheinen. Solange sich die genannten Relationen im Zeitablauf nicht gravierend verändern, dürften die empirischen Ergebnisse davon kaum berührt werden.

**SA:** Reale Staatsausgaben

Die Staatsausgaben setzen sich zusammen aus dem Staatsverbrauch und den Bruttoinvestitionen des Staates.

**FS:** Realer Finanzierungssaldo des Staates (einschließlich Sozialversicherung)

**BS:** Reales Brutto sozialprodukt minus reale Staatsausgaben

**C:** Reale Verbrauchsausgaben der privaten Haushalte

**RW:** Realer Nettozinssatz

$$RW = R (1 - STS) - INF$$

$R$  ist Umlaufrendite festverzinsliche Wertpapiere, Jahresdurchschnitt (Quelle: Deutsche Bundesbank, Deutsches Geld- und Bankwesen in Zahlen 1876 - 1975, und laufende Monatsberichte). Der Wert für 1954 wurde mit 6,2 % geschätzt.  $STS$  ist der Steuersatz und wurde durch das Verhältnis Direkte Steuern zu Bruttoeinkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen approximiert:  $INF$  ist die Veränderungsrate des Preisindex des privaten Verbrauchs.

Die nominalen Größen von  $YN$ ,  $SA$ ,  $FS$ ,  $BS$  und  $C$  wurden durch den Preisindex des privaten Verbrauchs deflationiert. Damit wird der Wert der genannten Variablen in realen Konsumgütermengen angegeben. Weiterhin wurden sie durch die Bevölkerungszahl dividiert. Alle Wachstumsraten wurden als Differenz der Logarithmen errechnet. Die Angaben für die Jahre vor 1960 ohne Saarland und Berlin wurden durch Multiplikation mit dem Proportionalitätsfaktor des Jahres 1960 auf das gesamte Bundesgebiet hochgerechnet.

## Anhang 2: Prognosegleichungen – multivariat

(vgl. Abschnitt 3)

(1) *Abweichungen vom Trend*

$$\tilde{Y\tilde{N}}_t = -0,079 + 1,084 \tilde{Y\tilde{N}}_{t-1} - 0,108 \tilde{Y\tilde{N}}_{t-2} + 0,016 \tilde{S\tilde{A}}_{t-1}$$

(0,2)      (14,4)      (1,3)      (0,3)

$$+ 0,028 \tilde{S}A_{t-2} + 0,448 \tilde{F}S_{t-1} - 0,084 \tilde{F}S_{t-2}$$

(0,5)                      (6,2)                      (1,3)

$$\tilde{S}A_t = -0,036 + 0,207 \tilde{B}S_{t-1} + 0,094 \tilde{B}S_{t-2} + 1,113 \tilde{S}A_{t-1}$$

(0,1)              (1,2)                      (0,5)                      (7,5)

$$- 0,411 \tilde{S}A_{t-2} + 0,377 \tilde{F}S_{t-1} - 0,185 \tilde{F}S_{t-2}$$

(2,9)                      (1,5)                      (0,8)

$$\tilde{F}S_t = -0,024 + 0,256 \tilde{B}S_{t-1} - 0,083 \tilde{B}S_{t-2} - 0,249 \tilde{S}A_{t-1}$$

(0,1)              (1,8)                      (0,6)                      (2,0)

$$+ 0,132 \tilde{S}A_{t-2} + 0,198 \tilde{F}S_{t-1} - 0,184 \tilde{F}S_{t-2}$$

(1,1)                      (0,9)                      (0,9)

$$\hat{\Sigma} = \begin{pmatrix} 3,22 & & \\ 1,71 & 4,12 & \\ -0,18 & 0,38 & 2,03 \end{pmatrix}$$

## (2) Wachstumsraten

$$w_t^{YN} = 7,249 - 0,211 T + 0,041 w_t^{YN-1} + 0,077 w_t^{YN-2}$$

(6,6)              (5,0)                      (0,6)                      (1,3)

$$+ 0,034 w_t^{SA-1} - 0,021 w_t^{SA-2} + 0,281 \Delta FS_{t-1} + 0,174 \Delta FS_{t-2}$$

(0,7)                      (0,4)                      (5,0)                      (3,5)

$$w_t^{SA} = 9,467 - 0,258 T + 0,183 w_t^{SA-1} - 0,131 w_t^{SA-2}$$

(4,2)              (3,9)                      (1,2)                      (0,8)

$$+ 0,546 w_t^{SA-1} - 0,258 w_t^{SA-2} + 0,312 \Delta FS_{t-1} + 0,365 \Delta FS_{t-2}$$

(3,7)                      (1,7)                      (1,4)                      (1,7)

$$\Delta FS_t = 0,366 - 0,035 T + 0,297 w_t^{SA-1} - 0,051 w_t^{SA-2}$$

(0,2)              (0,6)                      (2,3)                      (0,4)

$$- 0,351 w_t^{SA-1} + 0,160 w_t^{SA-2} - 0,297 \Delta FS_{t-1} - 0,276 \Delta FS_{t-2}$$

(2,8)                      (1,2)                      (1,6)                      (1,6)

$$\hat{\Sigma} = \begin{pmatrix} 2,90 & & \\ 0,88 & 3,93 & \\ -0,15 & 0,89 & 2,41 \end{pmatrix}$$

## 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.
- (1976), Reply to Feldstein and Buchanan. *Journal of Political Economy* 84, 343 - 349.
- (1984), *Macroeconomics*. New York.
- Bernanke, B. (1985), Adjustment Costs, Durables, and Aggregate Consumption. *Journal of Monetary Economics* 15, 41 - 68.
- Bilson, J. F. O. (1980), The Rational Expectations Approach to the Consumption Function: A Multi-Country Study. *European Economic Review* 13, 273 - 299.
- Blinder, A. S. (1981), Temporary Income Taxes and Consumer Spending. *Journal of Political Economy* 89, 26 - 53.
- Blinder, A. S. / Deaton, A. (1985), The Time Series Consumption Function Revisited. *Brookings Papers on Economic Activity*, 465 - 511.
- Cooley, Th. F. / LeRoy, St. F. (1985), Atheoretical Macroeconometrics. A Critique. *Journal of Monetary Economics* 16, 283 - 308.
- Feldstein, M. (1982), Government Deficits and Aggregate Demand. *Journal of Monetary Economics* 9, 1- 20.
- Flaig, G. (1986), Staatsverschuldung und langfristiger Zinssatz in einem Modell effizienter Märkte und rationaler Erwartungen. Eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland. *Kredit und Kapital* 19, 366 - 385.
- Flavin, M. A. (1981), The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income. *Journal of Political Economy* 89, 974 - 1009.
- (1985), Excess Sensitivity of Consumption to Current Income: Liquidity Constraints or Myopia? *Canadian Journal of Economics* 18, 117 - 136.
- Gandenberger, O. (1971), Zur Rationalität der öffentlichen Kreditnahme. Verhaltenshypothesen und normative Konsequenzen. *Finanzarchiv NF* 30, 369 - 391.
- Grassl, W. (1984), *Die These der Staatsschuldneutralität*. Berlin
- Hall, R. E. (1978), Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence. *Journal of Political Economy* 86, 971 - 988.
- (1985), Real Interest and Consumption. Working Paper Nr. 1694, National Bureau of Economic Research.
- Hurler, P. / Pfaff, A. B. / Riss, Th. / Theis, A. M. (1984), Die Ausweitung des Systems der sozialen Sicherung und ihre Auswirkungen auf die Ersparnisbildung. *Volks-wirtschaftliche Diskussionsreihe*, Universität Augsburg, Nr. 22.
- Kochin, L. A. (1974), Are Future Taxes Anticipated by Consumers? *Journal of Money, Credit and Banking* VI, 385 - 394.
- Kormedi, R. C. (1983), Government Debt, Government Spending and Private Sector Behavior. *American Economic Review* 73, 994 - 1010.

- Koskela, E. / Virén, M.* (1983), National Debt Neutrality: Some International Evidence. *Kyklos* 36, 575 - 588.
- Kotlikoff, L. J.* (1984), Taxation and Savings: A Neoclassical Perspective. *Journal of Economic Literature* XXII, 1576 - 1629.
- Kugler, P.* (1985), Autoregressive Modelling of Consumption, Income, Inflation and Interest Rate Data: A Multicountry Study. *Empirical Economics* 10, 37 - 50.
- Mankiw, N. G.* (1981), The Permanent Income Hypothesis and the Real Interest Rate. *Economics Letters* 7, 307 - 311.
- Mankiw, N. G. / Shapiro, M. D.* (1985), Trends, Random Walks, and Tests of the Permanent Income Hypothesis. *Journal of Monetary Economics* 16, 165 - 174.
- Mishkin, F. S.* (1982), Does Anticipated Monetary Policy Matter? An Econometric Investigation. *Journal of Political Economy* 90, 22 - 51.
- Muellbauer, J.* (1983), Surprises in the Consumption Function. *Economic Journal, Conference Papers*, 34 - 50.
- Nelson, Ch. R. / Plosser, Ch. J.* (1982), Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series. Some Evidence and Implications. *Journal of Monetary Economics* 10, 139 - 162.
- Plosser, Ch. J.* (1982), Government Financing Decisions and Asset Returns. *Journal of Monetary Economics* 9, 325 - 352.
- Ramser, H.-J.* (1978), Lebenszyklustheorie des Sparens: Zum Stand der Theorie. In: G. Bombach / B. Gahlen / A. E. Ott (Hrsg.), *Neuere Entwicklungen in der Theorie des Konsumentenverhaltens*. Tübingen, 363 - 431.
- Reid, B. G.* (1985), Aggregate Consumption and Deficit Financing: An Attempt to Separate Permanent from Transitory Effects. *Economic Inquiry* 23, 475 - 486.
- Sarantis, N.* (1985), Fiscal Policies and Consumer Behaviour in Western Europe. *Kyklos* 38, 233 - 246.
- Seater, J. J. / Mariano, R. S.* (1985), New Tests of the Life Cycle and Tax Discounting Hypotheses. *Journal of Monetary Economics* 15, 195 - 215.
- Selden, L.* (1978), A New Representation of Preferences Over "Certain x Uncertain" Consumption Pairs: The "Ordinal Certainty Equivalent" Hypothesis. *Econometrica* 46, 1045 - 1060.
- Shapiro, M. D.* (1984), The Permanent Income Hypothesis and the Real Interest Rate. Some Evidence from Panel Data. *Economics Letters* 14, 93 - 100.
- Sims, C. A.* (1980), Macroeconomics and Reality. *Econometrica* 48, 1 - 48.
- Sinn, H.-W.* (1980), *Ökonomische Entscheidungen bei Ungewißheit*. Tübingen.
- Stulz, R. M. / Wasserfallen, W.* (1985), Macroeconomic Time-Series, Business Cycles, and Macroeconomic Policies. In: K. Brunner / A. M. Meltzer (eds.), *Understanding Monetary Regimes*. Carnegie-Rochester Conference Series 22, 9 - 54.
- Tanner, E. J.* (1979), An Empirical Investigation of Tax Discounting. *Journal of Money, Credit, and Banking* 11, 214 - 218.
- Wickens, M. R. / Molana, H.* (1985), Stochastic Life Cycle Theory with Varying Interest Rates and Prices. *Economic Journal, Conference Papers* 94, 133 - 147.
- Yawitz, J. B. / Meyer, L. H.* (1976), An Empirical Investigation of the Extent of Tax Discounting. *Journal of Money, Credit, and Banking* 8, 247 - 254.