



**Der Einfluß der Zinsen auf den
privaten Verbrauch in Deutschland**
Hermann-Josef Hansen

Diskussionspapier 3/96
Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe
der Deutschen Bundesbank

März 1996

Die in dieser Reihe veröffentlichten Diskussionspapiere
spiegeln die persönliche Auffassung des Autors und
nicht notwendigerweise die der Deutschen Bundesbank wider.

**Deutsche Bundesbank, Wilhelm-Epstein-Straße 14, 60431 Frankfurt am Main
Postfach 10 06 02, 60006 Frankfurt am Main**

Fernruf (0 69) 95 66-1

Telex Inland 4 1 227, Telex Ausland 4 14 431, Telefax (0 69) 5 60 10 71

Bestellungen schriftlich erbeten an:

Abteilung Presse und Information, Postanschrift oder Telefax (0 69) 95 66-30 77

Nachdruck nur mit Quellenangabe gestattet

ISBN 3-927951-96-X

Inhaltsverzeichnis

I. Einleitung	1
II. Theoretische Grundlagen	2
1. Das Lebenszyklus- und das Permanente-Einkommens-Modell	2
2. Modifikationen des Lebenszyklus-Permanenten-Einkommens-Modells	8
III. Direkte Zinsabhängigkeit des privaten Verbrauchs	12
1. Zeitlicher Verlauf von privatem Verbrauch, Zinsen und Einkommen	12
2. Schätzung der intertemporalen Substitutionselastizität	15
3. Langfristige Zusammenhänge zwischen Konsum, Zinsen und Einkommen	18
4. Schätzung von Fehlerkorrekturmodellen	27
5. Analyse der Komponenten des privaten Verbrauchs	35
5.1. Privater Verbrauch nach Verwendungszwecken	35
5.2. Privater Verbrauch nach Dauerhaftigkeit und Wert der Güter	39
IV. Zinsen, Konsumentenkredite und privater Verbrauch	44
1. Struktur und Entwicklung der Konsumentenkredite	44
2. Bedeutung der Zinsen für die Nachfrage nach Konsumentenkrediten	48
3. Zusammenhang zwischen Konsumentenkrediten und privatem Verbrauch	53

V. Zinsen, Vermögenseinkommen und privater Verbrauch	55
1. Entwicklung des privaten Geldvermögens und der Vermögenseinkommen	55
2. Zinsen und Vermögenseinkommen	58
VI. Simulationsstudien	60
VII. Zusammenfassung und Fazit	64
Literaturverzeichnis	67
Anhang: Tests auf Stationarität	74

Tabellen- und Schaubildverzeichnis

Tabellen

1.	Schätzung von Konsumveränderungsfunktionen	17
2.	ADF-Tests auf Einheitswurzel für die realwirtschaftlichen Variablen	19
3.	ADF-Tests auf Einheitswurzel für Inflationsrate und Umlaufrendite	23
4.	KPSS-Tests auf Stationarität für Inflationsrate und Umlaufrendite	24
5.	Cauchy-Tests auf Stationarität für Inflationsrate und Umlaufrendite	25
6.	Langfristregressionen mit Konsum und Einkommen	26
7.	Fehlerkorrekturmodelle mit Verfügbarem Einkommen	29
8.	Fehlerkorrekturmodelle mit Masseneinkommen sowie Gewinn- und Vermögenseinkommen	30
9.	Fehlerkorrekturmodelle mit Korrektur des Verfügbaren Einkommens	33
10.	Fehlerkorrekturmodelle mit Vermögenseinkommenskorrektur	34
11.	Struktur des privaten Verbrauchs nach Verwendungszwecken	36
12.	Geschätzte Elastizitäten für das Jahr 1989	38
13.	Struktur des privaten Verbrauchs nach Dauerhaftigkeit und Wert der Güter	40
14.	Verwendungszweck neu aufgenommener Kredite	44
15.	Zur längerfristigen Entwicklung der Konsumentenkredite	45
16.	Struktur der Konsumentenkredite nach ihrer Fristigkeit	46

17.	Kreditverpflichtungen privater Haushalte nach dem Alter der Bezugsperson	47
18.	ADF-Tests auf Einheitswurzel für die Konsumentenkredite	49
19.	Schätzung von Kreditnachfragefunktionen	52
20.	Systemschätzung von Kreditnachfrage und privatem Verbrauch	54
21.	Zur Entwicklung der Vermögenseinkommen	56
22.	Zur Struktur des Bruttogeldvermögens der privaten Haushalte (Anteile in %)	57
23.	Das ökonometrische Modell	62
24.	Wirkungen eines temporären Zinsschocks auf den privaten Verbrauch	63

Schaubilder

1.	Privater Verbrauch (real) und Umlaufrendite öffentlicher Anleihen	13
2.	Privater Verbrauch (real) und "reale" Rendite öffentlicher Anleihen	14
3.	Privater Verbrauch und Verfügbares Einkommen	14
4.	Privater Verbrauch und Nettogeldvermögen	21
5.	Inflationsrate und adaptive Erwartungen (mit $\alpha=0,1$ bzw. $\alpha=0,3$)	22
6.	Elastizitäten bezüglich der "Nutzungskosten" der Finanzaktiva	43
7.	Rendite auf das Geldvermögen und Umlaufrendite öffentl. Anleihen	58

Der Einfluß der Zinsen auf den privaten Verbrauch in Deutschland *)

I. Einleitung

Der private Verbrauch stellt in Deutschland mit rund 60 % die quantitativ bedeutendste Komponente der inländischen Verwendung des Bruttoinlandsprodukts dar. Für eine Analyse der realwirtschaftlichen Auswirkungen von Änderungen des Zinsniveaus ist daher von Relevanz, inwieweit diese einen Einfluß auf die Konsumausgaben der privaten Haushalte ausüben. Gleichwohl liegen hierzu für Deutschland nur wenige empirische Studien vor - im Gegensatz etwa zum Zusammenhang zwischen Zinsen und Investitionen. Von Interesse ist dabei nicht nur die Stärke des Zinseinflusses auf den privaten Verbrauch, sondern auch - sofern ein Zusammenhang nachzuweisen ist - die Identifizierung der Transmissionswege, über die sich dieser Zusammenhang entfaltet.

Das gesamtwirtschaftliche Konsumniveau läßt sich als Ergebnis eines Entscheidungsprozesses der privaten Haushalte über die zeitliche Struktur der Aufteilung ihres Einkommens auffassen. Wenn die Zinsen steigen, so sinkt nach populärer Meinung der Konsum, was bedeutet, daß eine wichtige Nachfragekomponente zurückgeht. Dabei wird auf den Substitutionseffekt verwiesen, wonach als Folge der geänderten Relativpreise der zukünftige Konsum im Vergleich zum gegenwärtigen Konsum attraktiver wird. Diese Meinung übersieht jedoch, daß Zinsänderungen neben Substitutions- auch Einkommenseffekte haben, die die Substitutionseffekte überkompensieren können. Keynes (1936) hingegen bezweifelte, daß der Zins "unter normalen Umständen" überhaupt eine Determinante des Konsums sei. Er stellte statt dessen auf das laufende Einkommen als wichtigste Bestimmungsgröße ab.

Als Ausgangspunkt zur Beantwortung der Fragestellung, ob Zinsen einen Einfluß auf den privaten Verbrauch ausüben, eignet sich die Budgetrestriktion der privaten Haushalte. Sie impliziert, daß der Konsum entweder aus dem laufenden Einkommen, aus dem Vermögen oder aus Krediten finanziert werden kann. Dabei ist die Unterscheidung zwischen Vermö-

* Ich danke R. Fecht, D. Gerdesmeier, J. Hoffmann, B. Landau, H.-E. Reimers, M. Scharnagl, K.-H. Tödter und T. Westermann sowie den Teilnehmern eines Workshops bei der Deutschen Bundesbank für wertvolle Anregungen.

gen und Krediten wegen unterschiedlicher Zinssätze erforderlich. Damit sind die drei möglichen Kanäle skizziert, die einen Zusammenhang zwischen Zinsen und privatem Verbrauch reflektieren können und die in dieser Arbeit diskutiert werden: Erstens der Zins als möglicherweise entscheidungsrelevante Variable für die Verwendung des Einkommens der privaten Haushalte; zweitens die Zinsreagibilität der Nachfrage nach Konsumentenkrediten; und drittens die Bedeutung der Zinsen als Bestimmungsgröße für das Vermögenseinkommen.

Die Gliederung der Arbeit orientiert sich an dieser Dreiteilung. Die empirische Analyse beschränkt sich dabei auf die Zusammenhänge in Westdeutschland. Zuvor werden im zweiten Kapitel die Grundlagen der Konsumtheorie in Kürze dargelegt. Daran schließt sich eine detaillierte Untersuchung der direkten Zinsabhängigkeit des privaten Verbrauchs an. Die Nachfrage der privaten Haushalte nach Konsumentenkrediten, der Einfluß der Zinsen auf diese Nachfrage und der Zusammenhang zwischen privatem Verbrauch und Konsumentenkrediten wird im vierten Kapitel diskutiert. Das fünfte Kapitel behandelt die Bedeutung der Zinsen für die Vermögenseinkommen. Abgerundet werden die empirischen Studien mit einigen Simulationen, die zeigen, wie stark Zinsänderungen die Entwicklung des Konsums beeinflussen und welchen Anteil daran die zuvor diskutierten Wirkungszusammenhänge haben. Die Arbeit schließt mit einer Zusammenfassung der wichtigsten Ergebnisse und einem Ausblick auf weiterführende Forschungsmöglichkeiten.

II. Theoretische Grundlagen

1. Das Lebenszyklus- und das Permanente-Einkommens-Modell

Die neuere Konsumtheorie basiert im wesentlichen auf der Lebenszyklus-Hypothese (Modigliani und Brumberg 1952, Ando und Modigliani 1963) bzw. auf der Permanenten-Einkommens-Hypothese von Friedman (1957). Wir werden sehen, daß beide Hypothesen eng miteinander verbunden sind.

Die Interpretation der Ersparnis als Konsumverzicht heute zugunsten eines in der Zukunft höheren Konsums legt nahe, diesen Prozeß im Rahmen eines intertemporalen Entscheidungskalküls zu sehen. Nach der Lebenszyklus-Hypothese schätzen die privaten Haushalte zunächst ihr Lebenseinkommen oder, äquivalent, ihr Vermögen (und damit ihre gesamten Konsummöglichkeiten) und wählen für jede Periode den Verbrauch als angemessenen Anteil dieser Schätzung aus. Im Unterschied zur Hypothese von Keynes ist der private

Verbrauch nach dieser Modellvorstellung nicht vom laufenden Einkommen, sondern vom gesamten Einkommensstrom, dem Lebenseinkommen, abhängig. Der Zins ist dabei der Preis für den heutigen Konsumverzicht.

Die stochastischen Implikationen der Lebenszyklus-Hypothese für den privaten Verbrauch wurden von Hall (1978) in einem mittlerweile berühmten Aufsatz analysiert. In diesem Abschnitt wird das stochastische Lebenszyklus-Modell dargestellt, wobei in Anlehnung an Wickens und Molana (1984) als Erweiterung im Zeitablauf variierende Zinssätze und Preise zugelassen werden.

Wir betrachten einen repräsentativen Haushalt, der zu Beginn einer Periode t (und zu Beginn jeder folgenden Periode) einen Konsumplan für die Zukunft (die hier zur Vereinfachung der Darstellung als unendlich angesehen wird) aufstellt, indem er seinen erwarteten Nutzen auf der Grundlage aller ihm zur Verfügung stehenden Informationen maximiert. Die Länge der Perioden sei so klein gewählt, daß neue Informationen, die der Haushalt im Verlauf einer Periode erhält, nicht mehr zu Änderungen des Konsumplans der gleichen Periode führen. Die Nutzenfunktion sei streng konkav, sowohl separabel zwischen Konsum und Freizeit als auch additiv separabel über die Zeit und habe für alle Perioden die gleiche Gestalt. Die zu maximierende Funktion hat demnach die Form

$$(1) \quad \sum_{i=0}^{\infty} \prod_{s=1}^i (1 + \delta_{t+s})^{-1} E_{t-1} U(C_{t+i})$$

Dabei bezeichnet C_t den realen Verbrauch in der Periode t , δ_t den Diskontierungsfaktor und E_{t-1} den bedingten Erwartungswert, gegeben alle am Ende der Periode $t-1$ verfügbaren Informationen. Bei der Maximierung von (1) ist die Budgetrestriktion zu beachten, die für die Periode t in realen Größen lautet

$$(2) \quad (1 + r_t) A_{t-1} + Y_t - A_t - C_t = 0$$

In dieser Gleichung ist Y das reale Arbeitseinkommen, das sich aus dem nominalen Arbeitseinkommen durch Deflationierung mit dem Preisindex für den privaten Verbrauch ergibt.¹ Der Realzinssatz r errechnet sich hier als Differenz aus Nominalzinssatz und

¹ In diesem Modell umfassen diese sogenannten Arbeitseinkommen außer den Vermögenseinkommen alle Komponenten des verfügbaren Einkommens. Präziser wäre demnach der Begriff "Nicht-

Inflationsrate.² Schließlich bezeichnet A_t den realen Bestand an (finanziellen) Aktiva am Ende der Periode t . Ist der Haushalt Nettoschuldner, dann weist A_t einen negativen Wert auf. Es wird ein perfekter Kapitalmarkt unterstellt, so daß keine Beschränkungen der Kreditaufnahme bestehen und für Einlagen und Kredite der gleiche Nominalzinssatz gilt. Nominaleinkommen, Nominalzins und Preisniveau seien stochastische Variablen, deren Realisationen der Konsument am Ende der Vorperiode nicht kennt. Die notwendigen Bedingungen erster Ordnung für dieses Optimierungsproblem ergeben sich zu

$$(3) \quad E_{t-1}U'(C_{t+i-1}) = E_{t-1}\left(\frac{1+r_{t+i}}{1+\delta_{t+i}}U'(C_{t+i})\right) \quad (\text{für } i > 0)$$

Geht man davon aus, daß die Nutzenfunktion die isoelastische Form $U(C) = \alpha C^k$ mit den Parametern α und k aufweist, so läßt sich unter der Annahme der Sicherheitsäquivalenz die folgende Bestimmungsgleichung für den bedingten Erwartungswert des Konsums ableiten

$$(4) \quad E_{t-1}C_{t+i} = E_{t-1}\left(\frac{1+r_{t+i}}{1+\delta_{t+i}}\right)^\sigma E_{t-1}C_{t+i-1}$$

mit der intertemporalen Substitutionselastizität $\sigma (= -U''(C)/U'(C) = 1/(1-k))$ (vgl. Mankiw, Rotemberg, Summers 1985, Deaton 1992, S. 6). Der optimale Pfad des realen Verbrauchs gehorcht somit einem autoregressiven Prozeß erster Ordnung. Diese Gleichung kann in guter Näherung approximiert werden durch

$$(5) \quad E_{t-1}\Delta \ln C_{t+i} = \sigma(E_{t-1}r_{t+i} - \delta_{t+i})$$

Ein höheres Realzinsniveau impliziert c.p. einen steileren optimalen Konsumpfad. Darin kommt die Eigenschaft des Realzinses als Prämie für den heutigen Konsumverzicht zum Ausdruck. Eine Veränderung der Erwartungen über das zukünftige Realzinsniveau sollte danach eine gleichgerichtete Änderung des in der Zukunft als optimal angesehenen Wachstumspfads des realen Verbrauchs nach sich ziehen.³ Wie stark die Wachstumsrate

Vermögenseinkommen". In Anlehnung an die Bezeichnung in der Literatur wird jedoch hier und im folgenden von Arbeitseinkommen gesprochen.

² Der Realzins r ist durch die Gleichung $1+r=(1+i)/(1+\pi^e)$ definiert, wobei i den Nominalzins und π^e die erwartete Inflationsrate bezeichnen. Für "kleine" Werte von i und π^e gilt näherungsweise $r=i-\pi^e$. Oftmals wird darüber hinaus die erwartete Inflationsrate durch die laufende Inflationsrate ersetzt.

³ Aus Gleichung (5) kann jedoch - wie noch gezeigt wird - nicht gefolgert werden, daß ein höheres Zinsniveau zum Zeitpunkt $t+i$ verbunden ist mit einem zum gleichen Zeitpunkt höheren Konsumniveau.

des optimalen Konsums auf veränderte Einschätzungen der Haushalte bezüglich des zukünftigen Realzinsniveaus reagiert, wird durch die intertemporale Substitutionselastizität bestimmt (Hall 1988). Der Diskontierungsfaktor ist hierbei ein Maß für die Ungeduld des Konsumenten: Je höher er ist, um so niedriger wird der Nutzen eingeschätzt, den der Konsum in der Zukunft stiftet, und um so flacher verläuft der Konsumpfad. Geht man davon aus, daß der für die Zukunft erwartete Realzinssatz konstant ist, was aus der Annahme effizienter Kapitalmärkte ableitbar ist, und auch der Diskontierungsfaktor nicht variiert, dann wird der optimale Konsum des repräsentativen Haushalts durch einen Random-Walk mit Drift beschrieben (Hall 1978). Stimmen darüber hinaus Diskontierungsfaktor und erwarteter Realzins überein, so ist der bedingte optimale Konsumpfad für diesen Haushalt ein reiner Random-Walk.

Gleichung (5) bildet die Grundlage vieler empirischer Studien. Aus dieser Beziehung kann nämlich die statistisch testbare Hypothese abgeleitet werden, daß der geplante Konsum vollständig durch das Niveau der Vorperiode erklärbar ist und insbesondere die Einkommen aller Vorperioden keinen darüber hinausgehenden Einfluß auf den Konsum ausüben. Im Unterschied zu strukturellen Konsumfunktionen ist diese Gleichung auch gegen die sogenannte Lucas-Kritik (Lucas 1976) immun, da ausschließlich Parameter der Nutzenfunktion geschätzt werden, die gegenüber regulierenden Eingriffen der Wirtschaftspolitik invariant sind.

Gleichwohl liefern die Gleichungen (4) bzw. (5) keine vollständige Beschreibung des optimalen Konsums, da durch sie lediglich der aus den notwendigen Bedingungen der Optimierungsaufgabe sich ergebende Konsumpfad, jedoch nicht das Konsumniveau beschrieben wird (Wolters 1992). Der optimale Konsum in Periode t ergibt sich aus der Verknüpfung der Optimalitätsbedingung (4) mit der Budgetrestriktion (2). Durch sukzessives "Vorwärtseinsetzen" läßt sich die Budgetrestriktion unter der Annahme⁴

$$\lim_{j \rightarrow \infty} \prod_{s=0}^j (1 + r_{t+s})^{-1} A_{t+j} = 0$$

schreiben als

⁴ Diese Annahme ist erfüllt, wenn das durchschnittliche Wachstum des realen Arbeitseinkommens geringer ist als der für die Zukunft erwartete Realzins.

$$(6) \quad \sum_{j=0}^{\infty} \prod_{s=0}^j (1+r_{t+s})^{-1} C_{t+j} = A_{t-1} + \sum_{j=0}^{\infty} \prod_{s=0}^j (1+r_{t+s})^{-1} Y_{t+j}$$

Die beiden Seiten dieser Gleichung können als unterschiedliche Darstellungen des realen Vermögens W_{t-1} des Konsumenten interpretiert werden. Die linke Seite gibt die Verwendung und die rechte Seite die Entstehung der Mittel an. Durch analoges "Vorwärtslösen" der Optimalitätsbedingung (3) und Verknüpfung mit der Budgetrestriktion (6) erhält man für den optimalen Konsum eine Proportionalität zum erwarteten Vermögen

$$(7) \quad E_{t-1} C_t = (E_{t-1} h_t) E_{t-1} W_{t-1}$$

mit der Vermögenskonsumneigung

$$(8) \quad E_{t-1} h_t = \left(\frac{1 + E_{t-1} r_t}{1 + \delta_t} \right)^{\sigma} \left[\sum_{j=0}^{\infty} \prod_{s=0}^j \left(\frac{(1 + E_{t-1} r_{t+s})^{(\sigma-1)/\sigma}}{1 + \delta_{t+s}} \right)^{\sigma} \right]^{-1}$$

Die Vermögenskonsumneigung ist eine Funktion des erwarteten zukünftigen Realzinses und des Diskontierungsfaktors. Sie läßt sich vereinfachen, wenn man davon ausgeht, daß für die Zukunft ein konstanter Realzins erwartet wird und auch der Diskontierungsfaktor zeitinvariant ist:

$$(9) \quad E_{t-1} h_t = E_{t-1} (1 + r_t) - E_{t-1} \left(\frac{1 + r_t}{1 + \delta_t} \right)^{\sigma}$$

Das erwartete Vermögen lautet unter der Annahme eines für die Zukunft erwarteten konstanten Realzinses

$$(10) \quad E_{t-1} W_{t-1} = A_{t-1} + E_{t-1} \frac{1}{1+r_t} \sum_{j=0}^{\infty} (1+r_t)^{-j} Y_{t+j}$$

Für den Spezialfall, daß Diskontierungsfaktor und erwarteter Realzins übereinstimmen, entspricht die marginale Vermögensneigung des Konsums dem erwarteten Realzins. Darüber hinaus ist dann Gleichung (7) für den optimalen Konsum in Verbindung mit der Vermögensdefinition (10) formal identisch mit der Interpretation des Permanenten-Einkommens-Modells von Flavin (1981) (siehe auch Campbell 1987). Der Konsum ist danach proportional zur Summe aus dem Humanvermögen - dem erwarteten Gegenwarts-

wert der zukünftigen Arbeitseinkommen - und den akkumulierten Ersparnissen. Ist das reale Arbeitseinkommen Y eine integrierte Variable der Ordnung eins, so folgt aus dem Permanenten-Einkommens-Modell, daß sowohl der reale Konsum als auch das reale verfügbare Einkommen ebenfalls integrierte Variablen der Ordnung eins und darüber hinaus kointegriert sind (Stock und West 1988).

Die Wirkungen einer Veränderung der erwarteten Realzinsen auf das Konsumniveau ergeben sich als

$$(11) \quad \frac{\partial E_{t-1} C_t}{\partial E_{t-1} r_t} = E_{t-1} h_t \frac{\partial E_{t-1} W_{t-1}}{\partial E_{t-1} r_t} + E_{t-1} W_{t-1} \frac{\partial E_{t-1} h_t}{\partial E_{t-1} r_t}$$

Da die partielle Ableitung des erwarteten Vermögens nach dem erwarteten Realzins negativ ist, ist auch der erste Summand der rechten Seite der Gleichung (11) negativ. Weist die intertemporale Substitutionselastizität einen Wert auf, der kleiner als eins ist, dann ist der zweite Summand der rechten Seite positiv. Der Gesamteffekt ist unbestimmt. Bei einer deutlich über eins liegenden Substitutionselastizität ist jedoch auch der zweite Summand negativ, so daß ein höherer Realzins mit einem geringeren aktuellen Konsumniveau verbunden ist. In diesem Fall übersteigt also der Substitutionseffekt den Einkommenseffekt. Ausgehend von diesem niedrigeren Konsumniveau liegen jedoch gemäß Gleichung (5) die Zuwachsraten des privaten Verbrauchs über denjenigen Raten, die bei einem niedrigeren Realzins als optimal angesehen werden.

Der optimale Konsum ist jedoch nicht nur eine Funktion des erwarteten Realzinses, sondern auch abhängig von der zeitlichen Entwicklung des erwarteten Arbeitseinkommens. Erhält der repräsentative Haushalte neue Informationen über die entscheidungsrelevanten Variablen Zinssatz, Inflation und Einkommen, wird er seinen Optimierungsplan überprüfen und gegebenenfalls für die Zukunft entsprechend dem veränderten Datenkranz einen neuen optimalen Konsumplan festlegen. Unter bestimmten Annahmen über die stochastische Struktur von Y und r und der Voraussetzung, der Konsument kenne diese Struktur, leiten Wickens und Molana (1984) die folgende Schätzfunktion für die Zuwachsraten des Konsums her:

$$(12) \quad \Delta \ln C_{t+1} = \alpha_0 + \sigma E_{t-1} r_{t+1} + \alpha_2 \xi_t + \alpha_3 \psi_t + u_{t+1}$$

Dabei bezeichnen ξ und ψ die Innovationen - also unvorhergesehene Komponenten - von Y und r , d.h. $\xi_t = \ln Y_t - E_{t-1} \ln Y_t$ und $\psi_t = r_t - E_{t-1} r_t$, und u den Fehlerterm, der sowohl mit

allen Variablen, die dem Konsumenten am Ende der Vorperiode zur Verfügung stehen, als auch mit den Innovationen von Realzins und Realeinkommen in Periode t unkorreliert ist. Sofern einer der beiden Innovationsterme von Null verschieden ist, genügt die Veränderung des privaten Verbrauchs - trotz rational handelnder Individuen - nicht mehr der Euler-Gleichung (3) (vgl. auch Ramser 1988). Wegen der Berücksichtigung der unvorhergesehenen Komponenten wird die Beziehung (12) auch als "Surprise"-Konsumfunktion bezeichnet (Bean 1986, Muellbauer 1983), obwohl auch sie - wie Gleichung (5) - nur die empirische Umsetzung der Optimalitätsbedingung darstellt und damit lediglich die Konsumveränderung beschreibt.

2. Modifikationen des Lebenszyklus-Permanenten-Einkommens-Modells

In empirischen Studien hat sich oftmals gezeigt, daß die Gleichungen (5) bzw. (12) zur Beschreibung des privaten Verbrauchs mit den beobachtbaren Daten nicht vereinbar ist. Diese Inkongruenz zwischen theoretischem Modell und empirischen Daten wird in der Literatur u.a. auf unvollständige Informationen der privaten Haushalte (Goodfriend 1992, Pischke 1995), auf Aggregationsprobleme (Attanasio und Weber 1993), auf die unrealistische Modellannahme einer unendlichen Lebenszeit der Individuen (Blundell, Browning und Meghir 1994, Attanasio und Weber 1995) sowie auf die Annahme einer unveränderten Gestalt der Nutzenfunktion (Attanasio und Browning 1995) zurückgeführt. Als wichtigster Grund für die Zurückweisung der Lebenszyklus- bzw. der Permanenten-Einkommens-Hypothese in empirischen Tests werden jedoch Liquiditätsbeschränkungen der privaten Haushalte, d.h. die Verletzung der Annahme perfekter Kapitalmärkte angesehen (Nicoletti-Altimari und Thomson 1995).

Private Haushalte gelten dann als liquiditätsbeschränkt, wenn sie ihre Kreditnachfrage nicht befriedigen und deshalb das angestrebte Konsumniveau nicht realisieren können. Liquiditätsbeschränkungen können sich beispielsweise als Folge des typischerweise zu beobachtenden Einkommensprofils der Individuen ergeben. Dieses zeigt im Zeitablauf zunächst ein geringes Niveau (Ausbildungsphase), nimmt anschließend mehr oder weniger stetig zu (Arbeitsphase) und liegt in der letzten Phase (Ruhestand) unter dem Stand in der Arbeitsphase. Im ersten Lebensabschnitt unterschreitet daher das laufende Einkommen das durchschnittliche Einkommen und unter Umständen auch das - aus dem permanenten Einkommen abgeleitete - gewünschte Konsumniveau. Verfügt der Konsument gleichzeitig nur über einen geringen Bestand an finanziellen Aktiva, muß er zur Erfüllung seiner Konsumwünsche auf Kredite zurückgreifen. Als Sicherheit für die Kredite kann er das erwartete zukünftige Einkommen anbieten, was die Finanzintermediäre wegen des

unsicheren Charakters jedoch ablehnen können. Schwierigkeiten in Bezug auf die Kreditaufnahme können sich auch bei unerwarteten und kräftigen Einbußen beim laufenden Einkommen zum Beispiel durch Arbeitslosigkeit ergeben. Diese Probleme sind eine Folge der Unsicherheit über den zukünftigen Einkommensstrom, die durch die Erwartungswertbildung bzw. durch die Annahme der Sicherheitsäquivalenz im Lebenszyklus-Modell nur unzureichend abgebildet wird und statt dessen die Berücksichtigung der erwarteten Variabilität des Einkommens erfordern würde. Bereits die Möglichkeit einer Kreditrationierung in Verbindung mit der Unsicherheit über die zukünftigen Einkommensströme reicht aus, daß umsichtig agierende Haushalte sich selbst versichern und aus Vorsichtsmotiven einen gewissen Bestand an Liquiditätsreserven zu halten wünschen. Sie beschreiten damit einen Konsumpfad, der sich stärker an der vergangenen Entwicklung ihrer Einkommen orientiert.⁵ Bei Kreditrationierung, aber auch bei einer gewissen Wahrscheinlichkeit für die Gefahr einer Rationierung in der näheren Zukunft, tritt somit das laufende Einkommen (zuzüglich den Liquiditätsreserven) an die Stelle des permanenten Einkommens als relevante Bestimmungsgröße für den privaten Verbrauch.

Das Permanente-Einkommens-Modell oder Lebenszyklus-Modell läßt sich in ein allgemeineres Modell einbetten, das die Möglichkeit von Liquiditätsrestriktionen zuläßt (Campbell und Mankiw 1989, 1990). In diesem Modell wird davon ausgegangen, daß ein Teil λ des Konsums von Haushalten getätigt wird, die entweder liquiditätsbeschränkt sind oder nicht den Kapitalmarkt zur Glättung ihres Konsums in Anspruch nehmen wollen. Es wird angenommen, daß diese Haushalte einen konstanten Anteil ihres Einkommens konsumieren, so daß die Veränderungsrate ihres Verbrauchs gleich der Veränderungsrate ihres Verfügbaren Einkommens ist: $\Delta \ln C_t = \Delta \ln YV_t$, mit dem Verfügbaren Einkommen als Summe aus Vermögens- und Arbeitseinkommen: $YV_t = r_t A_{t-1} + Y_t$. Orientieren sich die übrigen Haushalte am Lebenszyklus-Modell, erhält man approximativ folgende Bestimmungsgleichung für die Veränderungsrate des Konsums:

$$(13) \quad \Delta \ln C_t = a_0 + (1-\lambda) \sigma E_{t-1} r_t + \lambda \Delta \ln YV_t + u_t$$

Der Parameter λ muß jedoch im Zeitablauf nicht notwendigerweise konstant sein. So könnten etwa eine Änderung im Alterssaufbau der Bevölkerung oder Liberalisierungen im Finanzsystem zu einem variablen λ führen. Bayoumi (1993a, 1993b) hat in einer

⁵ Vgl. hierzu z.B. Mariger (1987), Skinner (1988), Zeldes (1989a, 1989b), Deaton (1991), Carroll (1994), Jappelli und Pagano (1994) und Hubbard, Skinner und Zeldes (1995).

empirischen Studie für Großbritannien den Parameter λ in Abhängigkeit des Regulierungsgrades des britischen Finanzsystems variieren lassen. In einem internationalen Vergleich haben Jappelli und Pagano (1989) ebenfalls (eine lineare Version von) Gleichung (13) geschätzt und einen inversen Zusammenhang zwischen der Höhe der Konsumentenkredite (standardisiert durch den privaten Verbrauch) und dem Schätzwert für λ herausgefunden. Bestätigt werden diese Ergebnisse durch eine ähnliche Untersuchung von Blundell-Wignall, Browne und Tarditi (1995), die Gleichung (13) mit Daten aus 8 OECD-Staaten für unterschiedliche Zeiträume geschätzt haben. Danach ist im Zeitablauf überwiegend ein Rückgang der Liquiditätsbeschränkungen zu konstatieren, jedoch mit der (neben Australien) bemerkenswerten Ausnahme Deutschland, wo für die achtziger Jahre und Anfang der neunziger Jahre mit 1,04 ein deutlich höherer Schätzwert für λ ermittelt wurde als für die sechziger ($\lambda=0,46$) und für die siebziger Jahre ($\lambda=0,66$).

Blundell-Wignall, Browne und Tarditi (1995) halten die in Gleichung (13) enthaltene implizite Hypothese, daß der Konsum von einer Zunahme des verfügbaren Einkommens in gleichem Umfang beeinflußt wird wie von einem Rückgang der Einkommen, für unrealistisch und argumentieren, daß liquiditätsrestringierte Haushalte zwar bei Einkommenseinbußen ihren Konsum ebenfalls einschränken müssen, bei einem Einkommenszuwachs ihr Konsum jedoch nicht notwendigerweise in gleichem Maße zunehmen muß. Daher spalten sie die Veränderungen des verfügbaren Einkommens in eine positive und eine negative Komponente auf:

$$(14a) \quad \Delta \ln YV_t^+ = \begin{cases} \Delta \ln YV_t & \text{falls } \ln YV_t > \ln YV_{t-1} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

$$(14b) \quad \Delta \ln YV_t^- = \begin{cases} \Delta \ln YV_t & \text{falls } \ln YV_t < \ln YV_{t-1} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

Die Testgleichung (13) läßt sich damit schreiben als (vgl. auch Shea 1995)

$$(15) \quad \Delta \ln C_t = a_0 + (1-\lambda) \sigma E_{t-1} r_t + \lambda_1 \Delta \ln YV_t^+ + \lambda_2 \Delta \ln YV_t^- + u_t$$

mit $\lambda = \lambda_1 I(\Delta \ln YV^+) + \lambda_2 I(\Delta \ln YV^-)$ und der Indikatorvariablen I , die für positive Argumente den Wert 1 annimmt und ansonsten einen Funktionswert von 0 aufweist. Ein im Vergleich zu λ_1 größerer Wert von λ_2 könnte als weitere Evidenz für Liquiditätsrestriktionen der privaten Haushalte interpretiert werden. Die Gleichungen (13) bzw. (15) lassen jedoch auch andere Interpretationen für den Parameter λ zu. So weist (13) eine

Analogie zur (logarithmierten) Keyneschen Konsumfunktion in Differenzenform auf und λ wäre demnach als Funktion der marginalen Konsumneigung zu sehen.

Unvollkommenheiten auf dem Markt für Konsumentenkredite können sich auch darin manifestieren, daß der Nominalzins (i) einen Einfluß auf den privaten Verbrauch ausübt. Dabei wird argumentiert, daß solche Unvollkommenheiten die Praxis vieler Kreditinstitute reflektieren, als Kriterium für die Darlehensqualifikation das Unterschreiten einer bestimmten Grenze für das Verhältnis aus Rückzahlungen und laufendem Einkommen zu verwenden (vgl. auch Wilcox 1989). Ein steigender Nominalzins kann ebenso wie ein verringertes laufendes Einkommen zur Verletzung dieses Kriteriums führen. Die Konsumfunktion würde dann lauten:

$$(16) \quad \Delta \ln C_t = a_0 + (1 - \lambda) \sigma E_{t-1} r_t + \gamma \Delta i_t + \lambda_1 \Delta \ln YV_t^+ + \lambda_2 \Delta \ln YV_t^- + u_t$$

Die empirischen Analysen von Blundell-Wignall, Browne und Tarditi (1995) auf der Basis dieser Gleichung zeigen für Deutschland in den sechziger und siebziger Jahren keinen Einfluß der Nominalzinsen, seit Anfang der achtziger Jahre jedoch einen signifikant negativen Effekt der Veränderung der Nominalzinsen auf das Wachstum des realen privaten Verbrauchs.

In der bisherigen Analyse wurde davon ausgegangen, daß der Bestand an finanziellen Aktiva der kumulierten Summe vergangener Ersparnisse entspricht. Wird jedoch ein Teil des Finanzvermögens in Form festverzinslicher Wertpapiere oder Aktien gehalten, dann ist diese Identität nicht mehr erfüllt und der Marktwert des Vermögens eine negative Funktion der Zinsen (vgl. Spiro 1962, Bhatia 1972). Dies wird beispielsweise im ökonometrischen Mehr-Länder-Modell Multimod des IWF berücksichtigt, wo ein Teil der Zinswirkungen auf den privaten Verbrauch über eine entsprechend definierte Vermögensvariable modelliert wird (Masson, Symansky und Meredith 1990). Einen anderen Weg beschreitet Deaton (1972), indem er das Lebenszyklus-Modell modifiziert und den Marktwert des Vermögens als zusätzliches Argument in die Nutzenfunktion aufnimmt. Vermögen kann beispielsweise wegen möglicher Liquiditätsbeschränkungen oder wegen der Unsicherheit über die Entwicklung der zukünftigen Arbeitsentgelte einen Nutzen stiften. Nach Deaton ist dann einerseits der optimale Konsum proportional zum permanenten Einkommen und andererseits der optimale Bestand an Aktiva ebenfalls proportional zum permanenten Einkommen. Empirische Umsetzungen mit diesen (langfristigen) Gleichgewichts-

bedingungen im Rahmen von Fehlerkorrekturmodellen wurden insbesondere für Großbritannien und für skandinavische Länder durchgeführt.⁶ In einer alternativen Spezifikation hat Molana (1991) das permanente Einkommen eliminiert und in der Langfristlösung lediglich Konsum und Vermögen (ohne Humanvermögen) berücksichtigt.

Das Lebenszyklus-Modell geht implizit davon aus, daß Konsumgüter den privaten Haushalten nur für eine Periode Nutzen stiften. Hebt man diese Annahme angesichts der Vielzahl von Konsumgütern, die eine Nutzungsdauer von deutlich über einem Jahr aufweisen, auf, muß zwischen den Käufen und dem Gebrauch der Güter unterschieden werden (Mankiw 1982, Bernanke 1985). Die relevanten Preise für dauerhafte Konsumgüter sind dann in Analogie zur Investitionstheorie die Nutzungskosten. Eine Erhöhung des Realzinsatzes führt zu einer Zunahme der Nutzungskosten, was negativ auf die Nachfrage nach dauerhaften Konsumgütern wirkt.

III. Direkte Zinsabhängigkeit des privaten Verbrauchs

1. Zeitlicher Verlauf von privatem Verbrauch, Zinsen und Einkommen

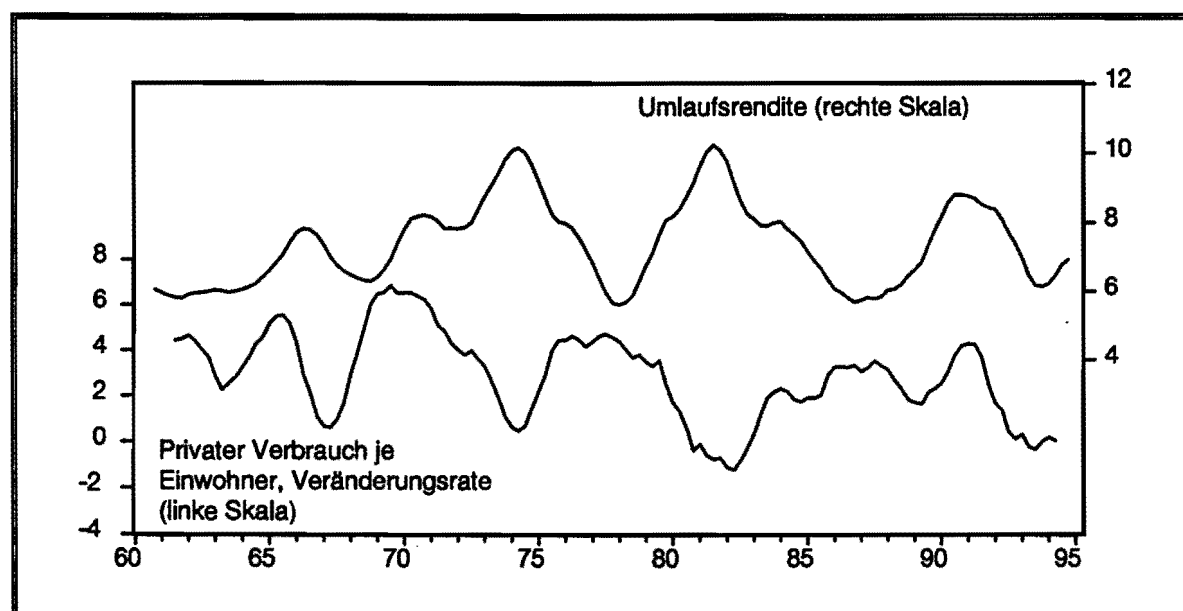
Als Einführung zur ökonometrischen Analyse wird in diesem Abschnitt die zeitliche Entwicklung von privatem Verbrauch, Zinsen und verfügbarem Einkommen dargestellt. Zur besseren "Lesbarkeit" der Abbildungen werden alle Zeitreihen als gleitende Durchschnitte über fünf Quartale ausgewiesen.

Abbildung 1 verdeutlicht, daß die Wachstumsrate des privaten Verbrauchs und die Nominalzinsen - hier dargestellt durch die Umlaufrendite öffentlicher Anleihen - in den vergangenen 35 Jahren eine weitgehend gegenläufige Entwicklung aufwiesen. Dies könnte als Indiz dafür gewertet werden, daß die Zinselastizität des privaten Verbrauchs in bezug auf die Umlaufrendite negativ ist und - absolut gesehen - einen hohen Wert aufweist. Der entgegengesetzte Verlauf von privatem Verbrauch und Nominalzinsen, der durch Phasen einer gleichgerichteten Bewegung wie etwa in der zweiten Hälfte der sechziger Jahre sowie seit Ende der achtziger Jahre unterbrochen wurde, spiegelt jedoch überwiegend das konjunkturelle Muster in Deutschland seit 1960 wider. Daher spricht einiges dafür, daß

⁶ Vgl. z.B. Hendry und von Ungern-Sternberg (1981), Drobny und Hall (1989), Favero (1993) sowie mit norwegischen Daten Brodin und Nymoen (1992) und mit schwedischen Daten Berg und Bergström (1995).

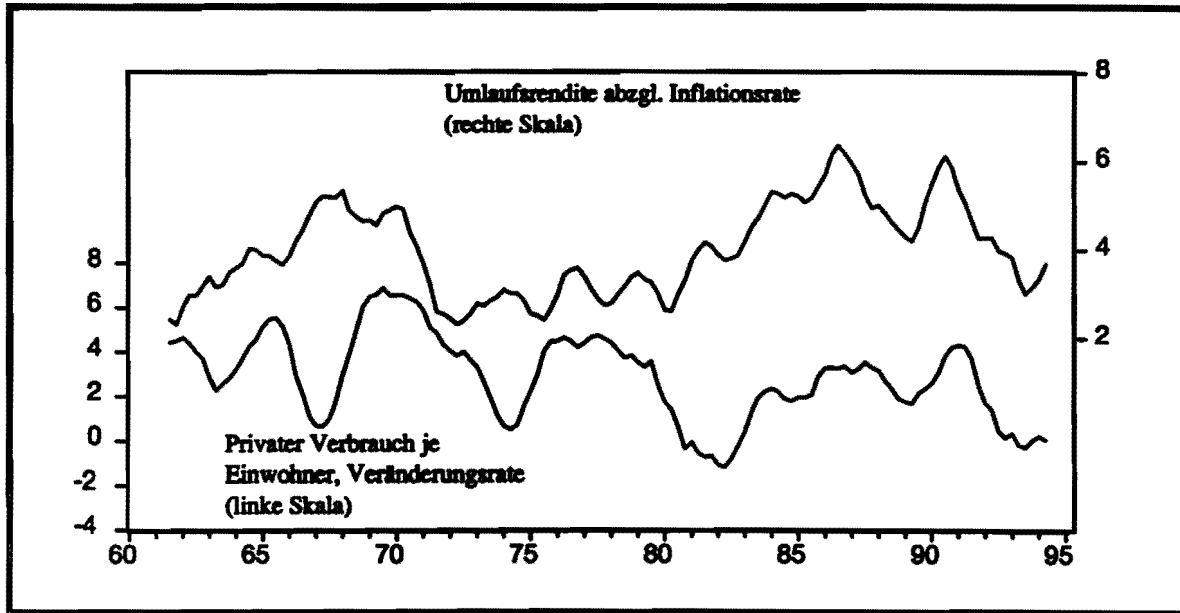
dies ein durch die Konjunkturontwicklung überdeckter "Schein-Zusammenhang" ist. Denn erstens wird die Korrelation zwischen Konsum und Zinsen weniger offensichtlich, wenn - wie im theoretischen Modell - statt der Nominal- die Realzinsen betrachtet werden, die hier näherungsweise als Differenz aus Nominalzinsen und der Steigerungsrate des Deflators für den privaten Verbrauch gebildet wurden (Abbildung 2). Zweitens sind - wie Abbildung 3 zeigt - die Zusammenhänge zwischen privatem Verbrauch und Verfügbarem Einkommen der privaten Haushalte deutlich enger als zwischen privatem Verbrauch und Zinsen. Einerseits sind ausgeprägte Einkommenszuwächse mit einer deutlichen Ausweitung der privaten Verbrauchsausgaben verbunden, andererseits korrespondiert eine moderate Einkommensentwicklung mit einer gedämpften Konsumkonjunktur. Dieser enge Zusammenhang stützt die These, daß die privaten Haushalte sich in ihren Konsumententscheidungen primär an den laufenden Einkommen orientieren.

Abb. 1: Privater Verbrauch (real) und Umlaufrendite öffentlicher Anleihen



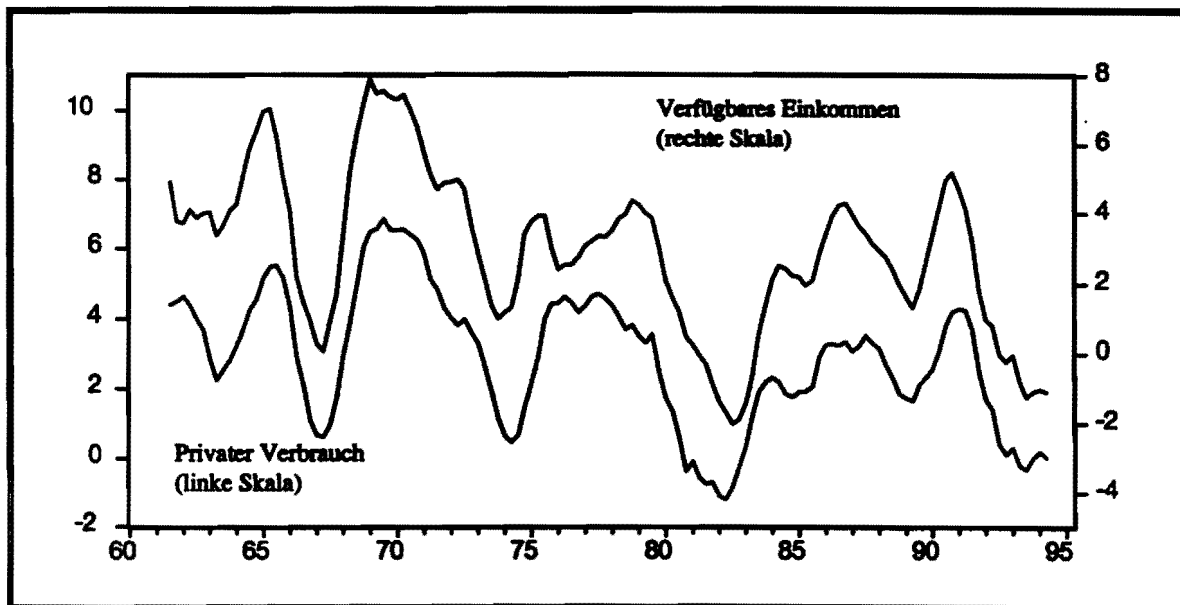
Jeweils über fünf Quartale gemittelt.

Abb. 2: Privater Verbrauch (real) und "reale" Rendite öffentlicher Anleihen



Jeweils über fünf Quartale gemittelt.

Abb. 3: Privater Verbrauch und Verfügbares Einkommen



Veränderungsrate gegenüber dem Vorjahrsquartal, jeweils je Einwohner und bereinigt mit dem Deflator für den privaten Verbrauch, gemittelt über fünf Quartale.

2. Schätzung der intertemporalen Substitutionselastizität

Die intertemporale Substitutionselastizität mißt die Bedeutung des Realzinses für die Veränderung des Konsums. Sie umfaßt den gesamten Einfluß des Realzinses auf die Aufteilung des privaten Verbrauchs auf die einzelnen Perioden. Sie beinhaltet daher sowohl den Kanal über eine erhöhte Kreditaufnahme als auch die Auswirkungen veränderter Vermögenseinkommen. Durch die intertemporale Substitutionselastizität wird demnach der von allen drei Kanälen kommende Zinseinfluß abgebildet. Ein Schätzwert für die intertemporale Substitutionselastizität läßt sich entweder über die 'Surprise'-Konsumfunktion (Gleichung II.12) oder aus den Gleichungen II.13 bis II.16, die die Möglichkeit von liquiditätsbeschränkten Haushalten zulassen, ermitteln. In Übereinstimmung mit dem längerfristigen Planungshorizont ist dabei der empirischen Analyse ein langfristiger Zins als Bezugsgröße zugrunde zu legen. Flaig (1988) schätzt für die intertemporale Substitutionselastizität in Deutschland je nach Spezifikation der 'Surprise'-Funktion Werte zwischen 0,4 und 1,1. Als Zinsvariable verwendete er den Zins auf Spareinlagen mit gesetzlicher Kündigungsfrist, dessen Eignung in der Diskussion zu seinem Referat allerdings in Zweifel gezogen wurde. Blundell-Wignall, Browne und Tarditi (1995) konnten hingegen mit der Schätzgleichung II.15 für Deutschland keine signifikant von Null verschiedene intertemporale Substitutionselastizität nachweisen.

Die empirische Umsetzung der 'Surprise'-Konsumfunktion II.12 erfordert Annahmen darüber, wie private Haushalte Erwartungen bezüglich der Zins-, Einkommens- und Preisentwicklung bilden. Analog zur Vorgehensweise von Flaig (1988) werden diese Variablen über ein VAR-Modell (unter Verwendung der Arbeitslosenquote und des Aktienkursindex als exogene Größen) generiert. Dabei werden die Parameter des VAR-Modells jeweils mit Daten bis zum Zeitpunkt $t-1$ geschätzt und anschließend daraus Prognosewerte für Nominalzinsen, Nominaleinkommen und Preise für die Perioden t bzw. $t+1$ abgeleitet. Die Überraschungsterme berechnen sich schließlich als Differenz aus realisierten und prognostizierten Werten. Mit der Umlaufrendite öffentlicher Anleihen als Zinsvariable ergab sich jedoch unabhängig vom Schätzzeitraum weder ein signifikanter Realzinseinfluß noch ein signifikanter Einfluß der Überraschungsterme auf die Veränderungsrate des privaten Verbrauchs. Auch die Verwendung anderer Zinsvariablen führte zu insignifikanten Ergebnissen. Die "besten" Resultate wurden für den Zins auf Spareinlagen mit gesetzlicher (dreimonatiger) Kündigungsfrist erzielt. Jedoch war auch der damit geschätzte Wert für die intertemporale Substitutionselastizität von 0,2 mit einem t -Wert von 1,6 nicht signifikant von Null verschieden.

Möglicherweise sind diese Ergebnisse in der Annahme des Modells begründet, wonach die privaten Haushalte den Konsum bereits zu Beginn einer Periode festlegen, was bei Quartalsdaten eine sicherlich nicht angemessene Hypothese darstellt. Alternative zeitliche Datierungen der Konsumententscheidung führten jedoch ebenfalls zu nichtsignifikanten Werten für die intertemporale Substitutionselastizität. Beispielhaft sei folgende Schätzgleichung auf der Basis von Quartalsdaten für den Zeitraum 1975 bis 1994 genannt (t-Werte in Klammern):

$$(1) \quad \Delta \ln C_t = 0,0098 - 0,043 E_{t-1} r_t - 0,44 (r_t - E_{t-1} r_t) + 0,71 (Y_t - E_{t-1} Y_t)$$

(1,77)
(0,34)
(1,93)
(8,01)

Mit dieser Gleichung wird für die intertemporale Substitutionselastizität ein Schätzwert von -0,043 ermittelt, der jedoch insignifikant ist. Nach allen durchgeführten 'Surprise'-Konsumfunktionen haben unerwartete Zunahmen der Realzinsen ($r_t - E_{t-1} r_t$) einen kontraktiven Einfluß auf den Konsum, positive Einkommensüberraschungen ($Y_t - E_{t-1} Y_t$) hingegen einen stimulierenden Effekt auf den privaten Verbrauch. Während die Signifikanz der Einkommensvariablen relativ robust gegenüber Spezifikationsänderungen ist, variiert der t-Wert zur Zinsüberraschungsvariablen sehr stark mit der gewählten speziellen Form des VAR-Modells zur Generierung der Erwartungsgrößen. Überwiegend ist der Parameter zur Zinsüberraschungsvariablen statistisch nicht gegen Null gesichert.

Der starke Einfluß der Einkommensvariablen auf den privaten Verbrauch läßt neben der Interpretation einer Revision des erwarteten Humanvermögens mit entsprechendem Einfluß auf den Konsum jedoch auch den Schluß zu, daß die privaten Haushalte ihren Verbrauch mit dem laufenden Einkommen variieren, sei es, daß sie "kurzsichtig" agieren, sei es, daß sie Liquiditätsbeschränkungen unterliegen. Zur Überprüfung dieser These wurden die Konsumveränderungsfunktionen (13), (15) und (16) des zweiten Kapitels getestet. Die Ergebnisse dieser Schätzungen auf der Basis von Quartalsdaten für den Zeitraum 1975 bis 1994 sind in Tabelle 1 zusammengestellt. Dabei wird deutlich, daß ein Großteil der kurzfristigen Variation des privaten Verbrauchs auf Veränderungen des realen verfügbaren Einkommens zurückzuführen ist. Nach Gleichung (b) reagieren die privaten Haushalte in ihrem Konsumverhalten weitgehend symmetrisch auf Einkommensveränderungen, wohingegen nach Gleichung (d), die als zusätzlichen Regressor die nominalen Kreditzinsen enthält, Einkommenseinbußen mit einem überproportionalen Rückgang des Konsums verbunden sind. Allerdings zeigte eine Schätzung von Gleichung (b) ohne Parameterrestriktionen ebenfalls eine asymmetrische Reaktion des Konsums auf Einkommensvariationen. Dabei wurden für die Parameter a_2 und a_3 der Schätzgleichung

$\Delta_4 \ln C_t = a_0 + a_1 E_{t-1} r_t + a_2 \Delta_4 \ln YV_t^+ + a_3 \Delta_4 \ln YV_t^- + u_t$ die folgenden Werte ermittelt: $a_2 = 0,700$ (7,95) und $a_3 = 0,965$ (4,26), wobei in Klammern die t-Werte stehen. Tests mit dem Kalman-Filter-Algorithmus ergaben im Unterschied zur Studie von Blundell-Wignall, Browne und Tarditi (1995) keine Hinweise auf zeitinstabile Parameter.

Tabelle 1: Schätzung von Konsumveränderungsfunktionen

(a)	$\Delta_4 \ln C_t = a_0 + (1-\lambda) \sigma E_{t-1} r_t + \lambda \Delta_4 \ln YV_t + u_t$			
	$a_0 = 0,014$ (3,10)	$\sigma = -0,755$ (1,40)	$\lambda = 0,760$ (12,81)	
	$\bar{R}^2 = 0,678$	DW = 1,08		
(b)	$\Delta_4 \ln C_t = a_0 + (1-\lambda) \sigma E_{t-1} r_t + \lambda_1 \Delta_4 \ln YV_t^+ + \lambda_2 \Delta_4 \ln YV_t^- + u_t$			
	mit $\lambda = \lambda_1 I(\Delta_4 \ln YV^+) + \lambda_2 I(\Delta_4 \ln YV^-)$ und der Indikatorvariablen I			
	$a_0 = 0,014$ (3,02)	$\sigma = -0,756$ (1,34)	$\lambda_1 = 0,759$ (10,76)	$\lambda_2 = 0,752$ (3,31)
	$\bar{R}^2 = 0,674$	DW = 1,09		
(c)	$\Delta_4 \ln C_t = a_0 + (1-\lambda) \sigma E_{t-1} r_t + \gamma \Delta_4 i_t + \lambda \Delta_4 \ln YV_t + u_t$			
	$a_0 = 0,012$ (2,93)	$\sigma = -0,643$ (1,29)	$\gamma = -0,256$ (4,05)	$\lambda = 0,770$ (14,20)
	$\bar{R}^2 = 0,732$	DW = 1,26		
(d)	$\Delta_4 \ln C_t = a_0 + (1-\lambda) \sigma E_{t-1} r_t + \gamma \Delta_4 i_t + \lambda_1 \Delta_4 \ln YV_t^+ + \lambda_2 \Delta_4 \ln YV_t^- + u_t$			
	mit $\lambda = \lambda_1 I(\Delta_4 \ln YV^+) + \lambda_2 I(\Delta_4 \ln YV^-)$ und der Indikatorvariablen I			
	$a_0 = 0,011$ (4,60)	$\sigma = -0,066$ (0,39)	$\gamma = -0,299$ (4,64)	$\lambda_1 = 0,635$ (6,83) $\lambda_2 = 1,253$ (4,87)
	$\bar{R}^2 = 0,739$	DW = 1,28		

C: realer privater Verbrauch je Einwohner, YV: reales verfügbares Einkommen je Einwohner, r: Umlaufrendite öffentlicher Anleihen abzgl. Inflationsrate, i: Zinssatz für Kontokorrentkredite (nominal), Δ_4 : Veränderung gegenüber Vorjahresquartal. Schätzzeitraum: 1975/1 - 1994/4. t-Werte in Klammern unter Parameterschätzwerten.

Veränderungen der Kreditzinsen liefern einen signifikanten Erklärungsbeitrag für die Entwicklung des privaten Verbrauchs. Nach den Schätzgleichungen würde eine Erhöhung des Zinsniveaus um einen Prozentpunkt zu einer Einbuße beim privaten Verbrauch von gut einem Viertel Prozent führen.

Aber auch mit diesen Schätzgleichungen konnte kein signifikant von Null verschiedener Wert für die intertemporale Substitutionselastizität nachgewiesen werden. Dies deutet darauf hin, daß intertemporale Substitution für die Entwicklung des privaten Verbrauchs in Deutschland keine nennenswerte Rolle spielt. Attanasio und Weber (1993) haben jedoch für Großbritannien gezeigt, daß Schätzungen mit disaggregiertem Datenmaterial größere Werte für die intertemporale Substitutionselastizität ergeben als bei Zugrundelegung aggregierter Daten. Von daher empfiehlt sich zur abschließenden Beurteilung über die Relevanz der intertemporalen Substitutionselastizität für den privaten Verbrauch in Deutschland eine Schätzung mit Kohorten- bzw. Individualdaten, was jedoch den Rahmen dieser Arbeit sprengen würde.

In der bisherigen Analyse wurde lediglich die kurzfristige Dynamik des privaten Verbrauchs erklärt, mögliche langfristige Zusammenhänge zwischen Konsum, verfügbarem Einkommen und Realzinsen wurden hingegen nicht berücksichtigt. Dies soll in den beiden folgenden Abschnitten geschehen. Im nächsten Abschnitt werden deshalb die längerfristigen Beziehungen analysiert und daran anschließend erfolgt im vierten Abschnitt die Verknüpfung der langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen mit der kurzfristigen Dynamik im Rahmen von sogenannten Fehlerkorrekturmodellen.

3. Langfristige Zusammenhänge zwischen Konsum, Zinsen und Einkommen

Die längerfristigen Zusammenhänge ökonomischer Variablen lassen sich mit den Methoden der Kointegrationsanalyse untersuchen. Eine Voraussetzung für einen stabilen längerfristigen Zusammenhang zwischen Variablen ist, daß sie den gleichen Integrationsgrad aufweisen. Anhaltspunkte über den Integrationsgrad können über den Augmented-Dickey-Fuller-Test (ADF-Test) gewonnen werden (Dickey und Fuller 1981). Der ADF-Test überprüft die Nullhypothese, daß das charakteristische Polynom des datengenerierenden Prozesses eine (reellwertige) Einheitswurzel besitzt, die Zeitreihe also einen stochastischen Trend aufweist. Für die Tests werden privater Verbrauch und die Einkommensgrößen je Einwohner und in Preisen von 1991 betrachtet, wobei die Einkommen mit dem Deflator für den privaten Verbrauch bereinigt werden. Zugrundegelegt werden Quartalsdaten, die für die alten Bundesländer in der Regel seit 1968 verfügbar sind. Da privater

Verbrauch und die Einkommensgrößen eine ausgeprägte Saisonfigur aufweisen, wird für sie die Testgleichung von Dickey und Fuller um Saisondummies erweitert, was eine unveränderte Saisonstruktur impliziert.

Wie Tabelle 2 zeigt, kann sowohl für den privaten Verbrauch als auch für das verfügbare Einkommen der privaten Haushalte davon ausgegangen werden, daß ihre Veränderungs-raten stationär und sie damit (jeweils logarithmiert) integrierte Prozesse der Ordnung 1 (d.h. I(1)-Variablen) sind. Auch die Komponenten des verfügbaren Einkommens, nämlich Masseneinkommen einerseits und Privatentnahmen und Geldvermögenseinkommen andererseits, dürften ebenfalls I(1)-Variablen sein.

Tabelle 2: ADF-Tests auf Einheitswurzel für die realwirtschaftlichen Variablen

Variable		Testspezifikation	t-Wert
Privater Verbrauch	Niveau	K,S,4	- 1,81
	1. Differenz		- 3,24 **
Verfügbares Einkommen	Niveau	K,S,4	- 1,47
	1. Differenz		- 2,97 **
Masseneinkommen	Niveau	K,S,4	- 2,06
	1. Differenz		- 5,27 ***
Privatentnahmen und Geldvermögenseinkommen	Niveau	K,S,3	- 0,17
	1. Differenz		- 3,34 **
Sparquote der privaten Haushalte	Niveau	K,S,1	- 3,14 **
	1. Differenz		- 7,72 ***
Nettogeldvermögen	Niveau	K,S,4	- 1,62
	1. Differenz		- 1,79
	2. Differenz		- 5,90 ***
Nettogeldvermögen (zu Tageskursen)	Niveau	K,S,4	- 1,56
	1. Differenz		- 2,15
	2. Differenz		- 5,39 ***

Testzeitraum: 1975:1 - 1994:4. Alle Variablen - mit Ausnahme der Sparquote - logarithmiert und je Einwohner. Vergleich der t-Werte mit den kritischen Werten von MacKinnon (1991). ***/**/*: signifikant auf dem 1%-/5%-/10%-Niveau. Spezifikation: K= Konstante, S= Saisondummies, 1, 3, 4: Anzahl der Lags in der Testgleichung

Die Sparquote der privaten Haushalte ist nach dem ADF-Test hingegen eine stationäre Größe. Dieses Ergebnis kann auch dahingehend interpretiert werden, daß Konsum und

Verfügbares Einkommen (jeweils logarithmiert) kointegriert sind und folgende Langfristbeziehung erfüllen:

$$(2) \quad \ln C = \alpha + \ln YV$$

Im langfristigen Gleichgewicht wächst demnach der private Verbrauch (C) mit der gleichen Rate wie das Verfügbare Einkommen (YV). Bezeichnet man diese Wachstumsrate mit g und die dann ebenfalls konstante gleichgewichtige Sparquote mit s ($s = (YV - C)/YV$), so läßt sich zeigen, daß im dynamischen Wachstumsgleichgewicht das reale Nettogeldvermögen gleichfalls mit der Rate g wächst. Denn das nominale Nettogeldvermögen A^n erfüllt die Beziehung $A_t^n = A_{t-1}^n + s \cdot YV_t^n$, mit dem nominalen Verfügbaren Einkommen YV^n . Bereinigt man sowohl das Geldvermögen als auch das Verfügbare Einkommen mit dem Deflator für den privaten Verbrauch P , ergibt sich folgende Differenzengleichung für das reale Nettogeldvermögen: $A_t = (1 + \pi_t)^{-1} \cdot A_{t-1} + s \cdot YV_t$ mit der Inflationsrate $\pi = P_t / P_{t-1} - 1$. Der Gleichgewichtspfad des realen Vermögens lautet dann:

$$(3) \quad A_t = \frac{s(1+g)(1+\pi)}{(1+g)(1+\pi)-1} YV_t + \frac{1}{(1+\pi)^t} \left(A_0 - \frac{s(1+g)(1+\pi)}{(1+g)(1+\pi)-1} YV_0 \right)$$

Unter Vernachlässigung der Anfangsbedingungen erhält man im langfristigen Gleichgewicht die folgende Relation zwischen Vermögen und Verbrauch der privaten Haushalte:

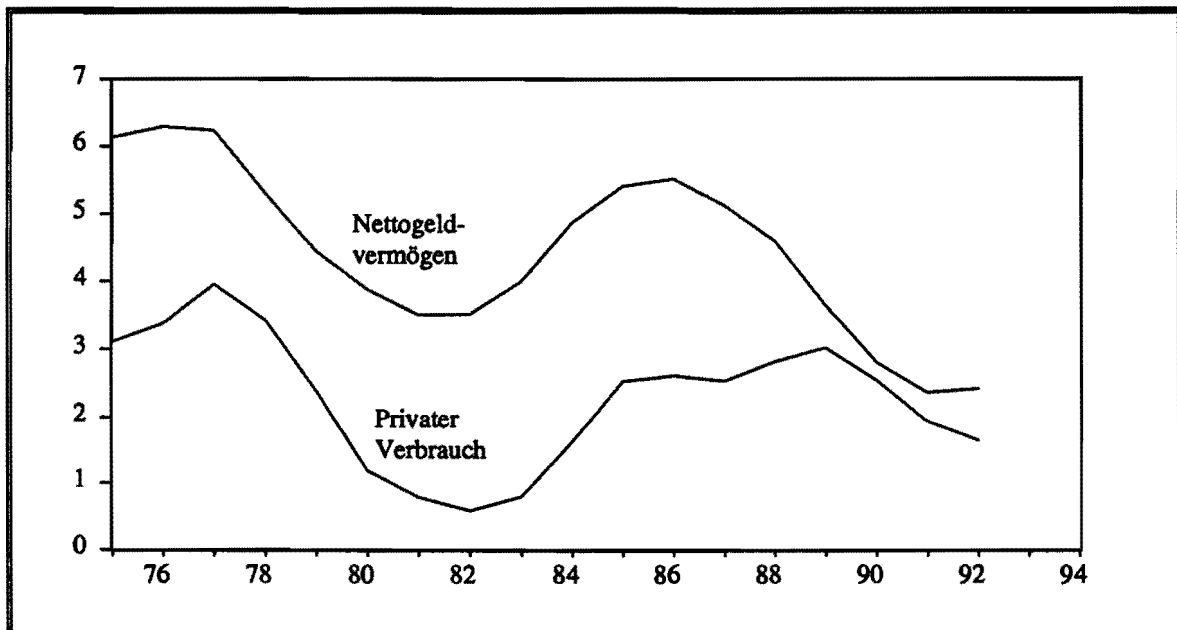
$$(4) \quad \frac{A}{C} = \frac{s}{1-s} \frac{(1+g)(1+\pi)}{(1+g)(1+\pi)-1}$$

Alternativ zu Gleichung (2) könnte daher das langfristige Verhalten des privaten Verbrauchs auch über die Relation zum Vermögen beschrieben werden. Der ADF-Test deutet jedoch darauf hin, daß das Nettogeldvermögen⁷ (logarithmiert) ein integrierter Prozeß der Ordnung 2 ist. Eine Erklärung hierfür könnte darin bestehen, daß die Relation des Vermögens zum privaten Verbrauch insbesondere in den sechziger Jahren deutlich unter dem nach Gleichung (4) gleichgewichtigen Wert lag. Nimmt man nämlich die durchschnittliche Sparquote für den Zeitraum von 1960 bis 1994, die durchschnittliche Inflationsrate und die durchschnittliche Veränderungsrate von Konsum bzw. Einkommen,

⁷ Das Nettogeldvermögen zu Tageskursen unterscheidet sich vom Nettogeldvermögen dadurch, daß festverzinsliche Wertpapiere und Aktien mit ihrem Kurswert und nicht mit ihrem Nominalwert eingehen.

dann wäre nach Gleichung (4) das optimale Verhältnis von Vermögen und Konsum auf Jahresbasis etwa $2\frac{1}{2}$. Unter Verwendung der durchschnittlichen Sparquote und Wachstumsraten für den Zeitraum 1975 bis 1994 ergibt sich wegen des geringeren nominalen Wachstums des Verbrauchs sogar eine optimale Vermögens-Konsum-Relation von 3. Tatsächlich war jedoch in der ersten Hälfte der sechziger Jahre eine Relation von unter eins zu verzeichnen. Im Jahr 1994 betrug die Relation von Konsum und Vermögen hingegen bereits etwa zwei. Während des Anpassungspfades ergibt sich eine höhere Veränderungsrate des Vermögens, die jedoch im Zeitablauf abnimmt und sich der durchschnittlichen Zuwachsrates des privaten Verbrauchs annähert (vgl. auch Abb. 4).

Abb. 4: Privater Verbrauch und Nettogeldvermögen



In Preisen von 1991, Veränderung gegenüber Vorjahr, über 5 Jahre gemittelt.

Zur Analyse der stochastischen Struktur der erwarteten Realzinsen sind zunächst Annahmen bezüglich der erwarteten Inflationsrate erforderlich. Geht man davon aus, daß die privaten Haushalte ihre Preiserwartungen rational bilden, dann weicht die erwartete Inflationsrate für die nächste Periode $\pi_t^e = E_{t-1}(\pi_t)$ von der realisierten Inflationsrate π_t durch einen Term u_t ab, dessen Erwartungswert Null beträgt und der mit allen Variablen der Vorperioden unkorreliert ist:

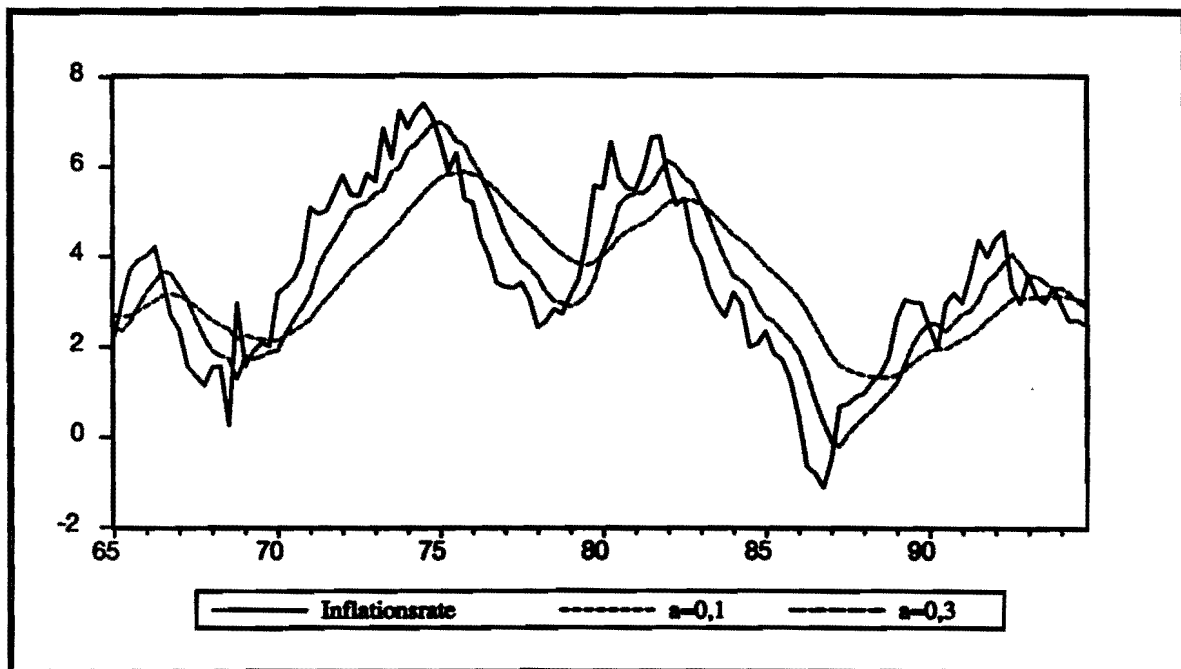
$$(5) \quad \pi_t^e = \pi_t + u_t$$

Als Alternative kann ein Modell der adaptiven Erwartung zugrundegelegt werden, wonach die Haushalte den Prognosefehler der Vergangenheit als Korrektiv nutzen:

$$(6) \quad \pi_t^e = \pi_{t-1}^e + \alpha (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^e) \quad \text{mit} \quad 0 \leq \alpha \leq 1$$

Je größer der Korrekturfaktor α ist, um so stärker fließt der Erwartungsfehler aus der laufenden Periode in die Erwartungsbildung für die kommende Periode ein. Weist α den Wert 1 auf, wird die aktuelle Inflationsrate auch in der nächsten Periode erwartet (statische Erwartungen). Im anderen Extremfall ($\alpha=0$) wird eine im Zeitverlauf konstante Inflationsrate angenommen, was implizieren würde, daß der Realzins dem Nominalzins abzüglich einer Konstanten entspräche. Wie Abbildung 5 zeigt, paßt sich das adaptive Erwartungsmodell bereits mit einem Korrekturfaktor von $\alpha=0,3$ recht gut an die Inflationsrate an (nach Gleichung (6) jedoch mit einer Verzögerung von einem Quartal), wobei aber unsystematische oder irreguläre Schwankungen der Inflationsrate durch das Erwartungsmodell nicht nachvollzogen werden.

Abb. 5: Inflationsrate und adaptive Erwartungen (mit $\alpha=0,1$ bzw. $\alpha=0,3$)



Als Zinsvariable betrachten wir in diesem Kapitel die Umlaufrendite festverzinslicher Anleihen der öffentlichen Hand. Wie Tabelle 3 zeigt, kann nach dem ADF-Test die Hypothese der Nichtstationarität der Umlaufrendite auf dem 5%-Niveau verworfen werden. Für die Inflationsrate, gemessen durch den Deflator für den privaten Verbrauch, kann hingegen

die Hypothese einer Einheitswurzel nicht abgelehnt werden, was aber theoretisch unplausibel ist. Demnach dürfte der Realzins als Linearkombination einer I(1) und einer I(0)-Variablen ebenfalls nichtstationär sein. Der ADF-Test verwirft jedoch unter der Annahme rationaler oder statischer Preiserwartungen die Nichtstationaritätshypothese. Auch bei adaptiven Preiserwartungen mit dem Korrekturfaktor $\alpha=0,3$ wird für den Realzins die Nullhypothese einer Einheitswurzel auf dem 10%-Niveau abgelehnt. Ein Grund für diese Inkonsistenzen in den Testresultaten könnte in der geringen Macht des ADF-Tests liegen. Daher wurden als Ergänzung und zur Validierung der Ergebnisse Stationaritätstests für Inflationsrate und Zinsen durchgeführt.

Tabelle 3: ADF-Tests auf Einheitswurzel für Inflationsrate und Umlaufrendite

Variable	Test- spezifikation	Niveau	t-Wert 1. Differenzen
Inflationsrate (Deflator des priv. Verbrauchs)	K,1	- 2,30	- 5,30 ***
Umlaufrendite öffentlicher Anleihen			
- nominal	K,1	- 2,95 **	- 5,38 ***
- real mit Preiserwartungshypothese			
rational	K,1	- 2,78 *	- 7,30 ***
statisch	K,1	- 3,05 **	- 6,19 ***
adaptiv ($\alpha=0,1$)	K,1	- 2,31	- 5,40 ***
adaptiv ($\alpha=0,2$)	K,1	- 2,38	- 5,73 ***
adaptiv ($\alpha=0,3$)	K,1	- 2,60 *	- 5,96 ***

Testzeitraum: 1975:1 - 1994:4. Vergleich der t-Werte mit den kritischen Werten von MacKinnon (1991), ***/**/*: signifikant auf dem 1%/5%/10%-Niveau.

Spezifikation: K=Konstante, 1: Anzahl der Lags in der Testgleichung

Stationaritätstests überprüfen die Nullhypothese, daß die vorliegenden Daten von einem stationären Prozeß erzeugt wurden, gegen die Alternative, der datengenerierende Prozeß sei nichtstationär. Damit werden im Vergleich zu den Einheitswurzeltests Null- und Alternativhypothese vertauscht. Tests auf Stationarität wurden unter anderem von Kwiatkowski, Phillips, Schmidt und Shin (1992) sowie von Bierens und Guo (1993) entwickelt. Herleitung und funktionale Form der entsprechenden Teststatistiken werden im Anhang erläutert.

Die KPSS-Teststatistik von Kwiatkowski et al. benötigt eine Gewichtungsfunktion zur konsistenten Schätzung der "langfristigen" Varianz für die partiellen Summen der Abweichungen vom Mittelwert. Kwiatkowski et al. schlagen das Bartlett-Fenster vor und empfehlen bei einer Zeitreihenlänge von 80 Datenpunkten für den Parameter des Bartlett-Fensters den Wert 1-7.

Der KPSS-Test bestätigt das Ergebnis des ADF-Tests, wonach die nominale Umlaufrendite stationär ist. Auch für die Inflationsrate kann die Stationaritätshypothese auf dem 5%-Niveau nicht verworfen werden. Bemerkenswert ist vor allem, daß die reale Rendite - unabhängig von der Spezifikation der Preiserwartungen - nach dem KPSS-Test einen stochastischen Trend aufzuweisen scheint, was mit den Stationaritätseigenschaften von Inflationsrate und Nominalzins nicht vereinbar ist, sofern davon ausgegangen wird, daß die Inflationsrate durch einen stationären Prozeß generiert wird.

Tabelle 4: KPSS-Tests auf Stationarität für Inflationsrate und Umlaufrendite

Variable	Parameter (l) für Bartlett-Fenster		
	5	7	9
Inflationsrate (Deflator des priv. Verbrauchs)	0,428 *	0,347 *	0,299
Umlaufrendite öffentlicher Anleihen			
- nominal	0,112	0,094	0,086
- real mit Preiserwartungshypothese			
rational	0,628 **	0,520 **	0,445 *
statisch	0,670 **	0,558 **	0,481 **
adaptiv ($\alpha=0,1$)	0,624 **	0,505 **	0,437 *
adaptiv ($\alpha=0,2$)	0,673 **	0,545 **	0,470 **
adaptiv ($\alpha=0,3$)	0,684 **	0,558 **	0,481 **

Testzeitraum: 1975:1 - 1994:4. Vergleich der empirischen Werte mit den kritischen Werten von Kwiatkowski et al. (1992), ***/**/*: signifikant auf dem 1%/5%/10%-Niveau.

Als Alternative zum KPSS-Test kann die Stationaritätshypothese mit den von Bierens und Guo (1993) entwickelten vier Teststatistiken überprüft werden, die alle unter der Nullhypothese der Stationarität gegen die Standard-Cauchy-Verteilung konvergieren. Im Rahmen einer Simulationsstudie hat Lob (1994) gezeigt, daß es sinnvoll ist, die Tests II

und III von Bierens und Guo zu verwenden. Dabei weist bei endlichem Stichprobenumfang Test II die Tendenz auf, die Nullhypothese auch dann zu verwerfen, wenn sie richtig ist, wohingegen der Test III die Eigenschaft hat, die Nullhypothese sehr häufig beizubehalten, auch wenn sie falsch ist. Behält also Test II die Stationaritätshypothese bei, so kann man davon ausgehen, daß die untersuchte Zeitreihe tatsächlich stationär ist. Verwirft Test III die Stationaritätshypothese, ist der notwendige Grad der Differenzenbildung noch nicht erreicht.

Die Cauchy-Tests, deren Ergebnisse in Tabelle 5 zusammengefaßt sind, deuten ebenfalls darauf hin, daß die Umlaufrendite stationär ist. Auch für die Inflationsrate kann die Stationaritätshypothese nicht verworfen werden. Für den Realzins lehnt der Cauchy-Test II die Nullhypothese lediglich unter der Annahme adaptiver Erwartungen und einem kleinen Korrekturfaktor ab, der Cauchy-Test III hingegen verwirft für keine der hier untersuchten Zeitreihen die Stationaritätshypothese.

Tabelle 5: Cauchy-Tests auf Stationarität für Inflationsrate und Umlaufrendite

Variable	Test II (einseitig)	Test III (zweiseitig)
Inflationsrate (Deflator des priv. Verbrauchs)	0,865	0,874
Umlaufrendite öffentlicher Anleihen		
- nominal	0,867	0,600
- real mit Preiserwartungshypothese		
rational	0,472	0,938
statisch	0,465	0,929
adaptiv ($\alpha=0,1$)	0,035 **	0,564
adaptiv ($\alpha=0,2$)	0,080 *	0,749
adaptiv ($\alpha=0,3$)	0,198	0,839

Testzeitraum: 1975:1 - 1994:4. Tabellierte Werte: Wahrscheinlichkeit, daß eine Cauchy-verteilte Zufallsvariable größer als die beobachteten Werte von S_2 bzw. $|S_3|$ ist.

***/**/*: signifikant auf dem 1%-/5%-/10%-Niveau.

Aus den Ergebnissen der drei durchgeführten Tests auf den Integrationsgrad von Inflationsrate und Umlaufrendite kann das Fazit gezogen werden, daß die Umlaufrendite stationär ist und für die Inflationsrate auch eine gewisse Evidenz für die Stationarität besteht. Dementsprechend gehen wir im folgenden davon aus, daß die Realzinsen ebenfalls stationäre

Größen darstellen. Für die Modellierung des Zusammenhangs zwischen Zinsen und privatem Verbrauch folgt aus diesen "Annahmen", daß Realzinsen und privater Verbrauch nicht kointegriert sein können. Zinsen können demnach zwar die kurzfristige Dynamik des privaten Verbrauchs beeinflussen, langfristig jedoch wird der Konsum von anderen Variablen determiniert.

Im zweiten Kapitel wurde darauf hingewiesen, daß aus der Permanenten-Einkommens-Hypothese folgt, daß Konsum und Verfügbares Einkommen kointegriert sind, wenn die "Nicht-Arbeitseinkommen" einen stochastischen Trend aufweisen. Im folgenden wird untersucht, ob eine lineare Kointegrationsbeziehung zwischen logarithmiertem Konsum und logarithmierten Einkommen besteht. Bei Vorliegen einer Kointegration würde dies bedeuten, daß die Niveaus von Konsum und Einkommen ebenfalls einen stabilen langfristigen Zusammenhang aufweisen, der jedoch - von Ausnahmen abgesehen - nichtlinear ist.

Tabelle 6: Langfristregressionen mit Konsum und Einkommen

$$(1) \ln C = 1,020 \cdot \ln YV + \text{Konstante} + \text{Saisonfigur}$$

(0,012)

ADF-Teststatistik für die Residuen: - 4,07 ***

$$(2) \ln C = 0,694 \cdot \ln YM + 0,289 \cdot \ln YG + \text{Konstante} + \text{Saisonfigur}$$

(0,037) (0,012)

ADF-Teststatistik für die Residuen: - 4,27 ***

$$(3) \ln C = 0,717 \cdot \ln YM + (1 - 0,717) \cdot \ln YG + \text{Konstante} + \text{Saisonfigur}$$

(0,008)

ADF-Teststatistik für die Residuen: - 4,12 ***

Schätzzeitraum: 1975:1 - 1994:4, C: privater Verbrauch, YV: Verfügbares Einkommen, YM: Masseneinkommen, YG: Gewinn- und Vermögenseinkommen, jeweils real und je Einwohner. Standardfehler in Klammern unter Parameterschätzwerten. ADF-Statistik mit einer Verzögerung. ***: signifikant auf dem 1 %-Niveau.

In Tabelle 6 sind die Ergebnisse der Langfristregressionen zwischen Konsum einerseits und verschiedenen Einkommensgrößen andererseits zusammengestellt. Nach dem ADF-Test für die Residuen der Langfristregression sind Konsum und Verfügbares Einkommen kointegriert. Die langfristige Elastizität des Konsums bezüglich des Verfügbaren Einkommen liegt sehr nahe bei dem theoretisch erwarteten Wert von 1. Der private Verbrauch ist auch mit den Komponenten des Verfügbaren Einkommens, nämlich Masseneinkommen sowie Gewinn- und Vermögenseinkommen, kointegriert. Auch bei

einer Restriktion der Summe der Elastizitäten auf den Wert 1 bleibt die Kointegrationsbeziehung nach dem ADF-Test für die Residuen erhalten. Bestätigt werden diese Ergebnisse durch eine Analyse saisonbereinigter Zeitreihen nach dem Johansen-Verfahren (Johansen 1988, 1991). Die sich daraus ergebenden normierten Kointegrationsvektoren sind von vergleichbarer Größenordnung.

Konsum und Geldvermögen der privaten Haushalte sind nach dem ADF-Test für die Residuen der Langfristregression nicht kointegriert. Zudem weicht der Koeffizient zum Vermögen mit knapp 0,5 deutlich von 1 ab, dem Wert, der im langfristigen Wachstums-gleichgewicht zu erwarten wäre.

4. Schätzung von Fehlerkorrekturmodellen

Fehlerkorrekturmodelle erlauben die Verknüpfung der kurzfristigen Dynamik mit den langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen. Die Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht gehen als sogenannter Fehlerkorrekturterm (ECT) in die Schätzgleichung zur Erklärung der Dynamik des privaten Verbrauchs ein. Ist das Vorzeichen des Parameters zu dieser ECT-Variable negativ, so werden bestehende Ungleichgewichte im Zeitablauf abgebaut. Aufgrund des ausgeprägten Saisonmusters des privaten Verbrauchs und der Einkommensgrößen werden die Fehlerkorrekturterme - abweichend vom Vorschlag von Engle und Granger (1987) - nicht als einfache Verzögerung, sondern als Durchschnitt aus den vier Vorquartalswerten modelliert.

Im Rahmen der Fehlerkorrekturmodelle wurde als Langfristbeziehung zunächst der Zusammenhang zwischen privatem Verbrauch und Verfügbarem Einkommen mit der theoretischen Elastizität 1 berücksichtigt. Die Ergebnisse dieser Schätzgleichungen sind in Tabelle 7 wiedergegeben. Alternativ wurden die Abweichungen von der Gleichgewichtsbeziehung zwischen Konsum, Masseneinkommen sowie Gewinn- und Vermögenseinkommen als ECT-Variable getestet. Tabelle 8 enthält die Resultate dieser Schätzgleichungen.

Zur Konstruktion der Realzinsen wurden in einer ersten Variante rationale Preiserwartungen unterstellt, in einer zweiten Variante hingegen ein adaptives Preiserwartungsmodell zugrundegelegt. Die "besten" Schätzergebnisse bei adaptiven Preiserwartungen ergaben sich bei einem Korrekturfaktor von $\alpha = 0,2$. Weiterhin wurden in einigen Schätzgleichungen asymmetrische Reaktionen des Konsums auf Einkommensänderungen zugelassen. Für die Einkommenserwartungen haben wir ein adaptives Muster unterstellt (vgl. auch

Karmann und Nakhaeizadeh 1988). Damit wird dem hohen Anteil an der Konsumveränderung Rechnung getragen, der Haushalten mit Liquiditätsbeschränkungen bzw. Haushalten mit kurzem Entscheidungshorizont zuzuordnen ist.

In der überwiegenden Mehrzahl der Modelle erwies sich der Fehlerkorrekturterm als signifikant, was nach Kremers, Ericsson und Dolado (1992) als Indiz für eine Kointegrationsbeziehung der Variablen aus der Langfristgleichung gewertet werden kann. Diese Signifikanz war jedoch nur unter der Berücksichtigung der Inflationsrate als zusätzlichem Regressor zu erreichen. Die Parameterwerte zum ECT-Term deuten darauf hin, daß bestehende Ungleichgewichte relativ schnell abgebaut werden. Weiterhin stützen die Schätzgleichungen die These, daß die privaten Haushalte bei einem Rückgang der Real-einkommen ihren Verbrauch schneller an die neue Einkommenssituation anpassen als bei einer Ausweitung ihrer Einkommen. Die kurzfristige Einkommenselastizität des privaten Verbrauchs in Deutschland liegt nach allen hier vorgelegten Schätzungen über 0,5.

Nach Tabelle 7 sind die Semizinselastizitäten zwar unter der Annahme rationaler Preiserwartungen vom Betrag her größer als unter der Hypothese adaptiver Preiserwartungen. Statistisch gesichert ist der Zinseinfluß auf den privaten Verbrauch jedoch nur bei Unterstellung eines adaptiven Preiserwartungsprozesses.

Interessant ist, daß das disaggregierte Modell mit Masseneinkommen sowie Gewinn- und Vermögenseinkommen im Vergleich zum Modellansatz mit aggregiertem Einkommen merklich niedrigere kurzfristige Einkommenselastizitäten ausweist (Tabelle 8). Allerdings ist der Informationsgewinn durch die Disaggregation des verfügbaren Einkommens geringer als zunächst vermutet. Motiviert wurde diese Disaggregation durch die Hypothese, daß sich insbesondere das kurzfristige Konsumverhalten derjenigen Haushalte, die ihr Einkommen überwiegend aus Unternehmertätigkeit und Vermögen beziehen, deutlich von demjenigen der übrigen Haushalte unterscheidet. Da die Gewinn- und Vermögenseinkommen etwa ein Drittel des verfügbaren Einkommens ausmachen, folglich etwa halb so groß sind wie die Masseneinkommen, sollten demnach die Koeffizienten zur Variablen YG in Tabelle 8 weniger als halb so groß sein wie die Koeffizienten zur Variablen YM. Dies ist jedoch in der Regel nicht der Fall.

Tabelle 7: Fehlerkorrekturmodelle mit Verfügbarem Einkommen

Abhängige Variable: $\Delta_4 \ln C_t$				
Erklärende Variablen	Schätzgleichung			
	(a)	(b)	(c)	(d)
$\sum_{i=1,4} (\ln C_{t-i} - \ln YV_{t-i}) / 4$	-0,499 (3,76)	-0,509 (3,71)	-0,461 (3,45)	-0,477 (3,49)
$\Delta_4 \ln C_{t-1}$	0,438 (4,69)	0,426 (4,48)	0,411 (4,30)	0,390 (4,01)
$\Delta_4 \ln YV_t$	0,732 (9,13)		0,700 (8,88)	
$\Delta_4 \ln YV_{t-1}$	-0,396 (3,81)		-0,327 (2,99)	
$\Delta_4 \ln YV_t^{(+)}$		0,652 (6,66)		0,608 (6,32)
$\Delta_4 \ln YV_{t-1}^{(+)}$		-0,342 (2,91)		-0,273 (2,28)
$\Delta_4 \ln YV_t^{(-)}$		1,019 (4,73)		1,029 (4,83)
$\Delta_4 \ln YV_{t-1}^{(-)}$		-0,571 (2,48)		-0,483 (2,07)
$i_t - \pi_t$	-0,232 (1,90)	-0,220 (1,79)		
$i_t - \pi_t^{e,a}$			-0,174 (2,22)	-0,180 (2,26)
π_t	-0,320 (3,23)	-0,321 (3,13)	-0,236 (2,83)	-0,246 (2,88)
Konstante	-0,049 (2,49)	-0,049 (2,53)	-0,049 (2,57)	-0,049 (2,58)
\bar{R}^2	0,787	0,787	0,791	0,793
DW-Statistik	2,19	2,23	2,16	2,19

Schätzzeitraum: 1975:1 - 1994:4; C: privater Verbrauch, YV: Verfügbares Einkommen, jeweils in Preisen von 1991 und je Einwohner, i: Umlaufrendite, π : Inflationsrate, $\pi^{e,a}$: erwartete Inflationsrate bei adaptiver Erwartung mit $\alpha=0,2$; (+) bzw. (-): positive bzw. negative Komponente; Δ_4 : Differenz zum Vorjahresquartal; t-Werte in Klammern unter Parameterschätzwerten.

Tabelle 8: Fehlerkorrekturmodelle mit Masseneinkommen sowie Gewinn- und Vermögenseinkommen

Erklärende Variable	Abhängige Variable: $\Delta_4 \ln C_t$					
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
ECT	-0,355 (2,76)	-0,437 (3,48)	-0,355 (2,71)	-0,380 (3,13)	-0,425 (3,50)	-0,373 (3,06)
$\Delta_4 \ln C_{t-1}$	0,240 (3,14)	0,434 (4,47)	0,244 (3,08)	0,256 (3,63)	0,406 (4,26)	0,246 (3,41)
$\Delta_4 \ln YM_t$	0,342 (5,98)	0,471 (5,55)		0,331 (6,13)	0,410 (5,05)	
$\Delta_4 \ln YM_{t-1}$		-0,255 (2,68)			-0,167 (1,81)	
$\Delta_4 \ln YM_t^{(+)}$			0,327 (3,84)			0,261 (3,22)
$\Delta_4 \ln YM_t^{(-)}$			0,348 (2,05)			0,465 (2,89)
$\Delta_4 \ln YG_t$	0,194 (7,26)	0,222 (8,30)		0,195 (8,00)	0,211 (8,50)	
$\Delta_4 \ln YG_{t-1}$		-0,084 (2,61)			-0,067 (2,06)	
$\Delta_4 \ln YG_t^{(+)}$			0,180 (5,37)			0,171 (5,68)
$\Delta_4 \ln YG_t^{(-)}$			0,268 (2,48)			0,304 (3,00)
$i_t - \pi_t$	-0,420 (3,01)	-0,387 (2,72)	-0,419 (2,96)			
$i_t - \pi_t^{e,a}$				-0,346 (4,41)	-0,282 (3,40)	-0,368 (4,56)
π_t	-0,358 (3,41)	-0,330 (3,17)	-0,351 (3,27)	-0,239 (3,19)	-0,212 (2,85)	-0,244 (3,19)
Konstante	0,195 (3,17)	0,229 (3,82)	0,196 (3,14)	0,198 (3,47)	0,215 (3,78)	0,200 (3,49)
\bar{R}^2	0,751	0,777	0,745	0,778	0,788	0,779
DW-Statistik	1,72	2,23	1,71	1,85	2,20	1,81

YM: Masseneinkommen; YG: Gewinn- und Vermögenseinkommen, jeweils real und je Einwohner; $ECT = \sum_{i=1,4} (\ln C_{t-i} - 0,717 \ln YM_{t-i} - 0,283 \ln YG_{t-i}) / 4$; für übrige Variablen vgl. Tabelle 7. Schätzzeitraum: 1975:1-1994:4.

Die kurzfristigen Semizinselastizitäten sind auch in den Modellvarianten mit disaggregiertem Einkommen unter der Annahme rationaler Preiserwartungen höher als unter der Hypothese adaptiver Erwartungen. Bei einem Vergleich der Schätzergebnisse fällt weiterhin auf, daß die kurzfristigen Semizinselastizitäten in den Gleichungen mit disaggregiertem Einkommen (Tabelle 8) mit Werten zwischen 0,3 und 0,4 deutlich höher ausfallen als im aggregierten Modell (Tabelle 7), wonach unter der Annahme adaptiver Erwartungen Semizinselastizitäten von kleiner als 0,2 geschätzt wurden.

Versucht man, die Schätzgleichungen der Tabellen 7 und 8 anhand ihrer Güte zu klassifizieren, so sind die Gleichungen mit adaptiven Preiserwartungen - jedenfalls gemessen am korrigierten Bestimmtheitsmaß - den Gleichungen mit rationalen Preiserwartungen überlegen. Aufgrund ihrer sparsamen Parametrisierung und auch wegen der insgesamt zufriedenstellenden Testergebnisse überzeugen am meisten die Gleichungen (c) und (d) aus Tabelle 7. Die Semizinselastizität des privaten Verbrauchs bezüglich der Umlaufrendite öffentlicher Anleihen wäre dann eher am unteren Rand des Spektrums von 0,2 bis 0,4 anzusiedeln.

Wie wirken sich nach diesen Gleichungen Zinsschocks auf die Entwicklung des privaten Verbrauchs aus? Die Annahme, daß Zinsen stationäre Größen darstellen, ist gleichbedeutend damit, daß Abweichungen der Realzinsen von ihrem Gleichgewichtswert nur temporär sein können. Temporäre Schocks führen entsprechend der geschätzten Semizinselastizität zu einer zeitweisen Kontraktion des Konsums, die aber im Zeitablauf abklingt, so daß nach einiger Zeit der Konsum davon nicht mehr beeinträchtigt wird. Wie schnell der Impuls an Bedeutung verliert, wird im wesentlichen durch die Größe des Parameters zum Fehlerkorrekturterm bestimmt. Näher analysiert wird der zeitliche Verlauf der Wirkungen temporärer Zinsschocks auf den privaten Verbrauch in Kapitel VI.

Unbefriedigend an den in diesem Abschnitt vorgestellten Schätzgleichungen ist die Einbeziehung der Inflationsrate in das Regressionsmodell. Deaton (1977) erklärt die Signifikanz der Inflationsrate damit, daß Konsumenten fälschlicherweise nichtantizipierte Veränderungen der Inflationsrate als relative Preisänderungen interpretieren. Dies liege daran, daß sie nicht in allen Perioden das gleiche Güterbündel kaufen und daher nur die Preise derjenigen Güter betrachten, die sie in der jeweiligen Periode erwerben möchten.⁸ Er weist

⁸ Vgl. auch die Schätzfunktion von Davidson, Hendry, Srba und Yeo (1978) für Großbritannien, die ebenfalls die Inflationsrate als eigenständigen Regressor enthält.

außerdem darauf hin, daß in vielen Anwendungen lediglich ein Einfluß der Nominalzinsen, jedoch nicht der Realzinsen auf den Konsum nachzuweisen war (Deaton 1992). Dies kann hier bestätigt werden. Ersetzt man nämlich in den Fehlerkorrekturmodellen den Realzins durch den Nominalzins und verzichtet auf die Inflationsrate als eigenständigen Regressor, sind die Schätzergebnisse insgesamt recht zufriedenstellend. Demnach wären die hier vorgestellten Konsumgleichungen überparametrisiert.

Eine weitere Erklärung für den signifikanten Einfluß der Inflationsrate auf den privaten Verbrauch gibt von Ungern-Sternberg (1981). Er argumentiert, daß ein Anstieg der Inflationsrate den Realwert des privaten Geldvermögens verringert, was die Konsumenten als "negatives Einkommen" auffassen und was dementsprechend auf die Konsumausgaben durchschlägt (vgl. auch Siegel 1979, Jump 1980 sowie Muellbauer und Lattimore 1995). Demnach wäre die übliche Berechnung der realen Vermögenseinkommen und damit auch die Berechnung des realen verfügbaren Einkommens durch Bereinigung der nominalen Einkommen mit dem Deflator des privaten Verbrauchs falsch. Dieser Gedanke findet sich bereits bei Hicks (1950), der das Einkommen eines Individuums definiert als "the maximum value which he can consume during a week, and still expect to be as well off at the end of the week as he was at the beginning" (ebd. S 172). Auch das revidierte System of National Accounts (SNA) von 1993 der Vereinten Nationen orientiert sich an dieser Realeinkommensdefinition (Litzel 1993). Wir werden im folgenden die empirische Relevanz dieses Arguments beleuchten.

Bezeichne YV das reale verfügbare Einkommen, das sich aus dem nominalen verfügbaren Einkommen durch Deflationierung mit dem Preisindex für den privaten Verbrauch errechnet, A das reale Nettogeldvermögen der privaten Haushalte, ebenfalls deflationiert mit dem Preisindex für den privaten Verbrauch, und π^e die von den Privaten erwartete (bzw. wahrgenommene) Inflationsrate, dann ist das Einkommen der privaten Haushalte, das für Konsumzwecke zur Verfügung steht und gleichzeitig das erwartete reale Vermögen konstant läßt, gegeben durch:

$$(7) \quad YV_t^* = YV_t - \pi_t^e \cdot A_{t-1}$$

Als Einkommensvariable für die Schätzung schlägt von Ungern-Sternberg (1981) eine davon leicht abweichende Darstellung mit einem zusätzlichen Parameter κ vor:

$$(8) \quad YV_t^* = YV_t - \kappa \cdot \pi_t^e \cdot A_{t-1}$$

Der Parameter κ sollte signifikant von Null verschieden sein und etwa bei 1 liegen. Für die empirische Überprüfung wurde für κ zunächst der theoretische Wert 1 eingesetzt. In einem zweiten Schritt wurde κ im Rahmen der Fehlerkorrekturmodelle zusätzlich geschätzt. Die Schätzung der Parameter erfolgte dabei wegen der damit verbundenen nichtlinearen Parameterrestriktionen mit der nichtlinearen Kleinst-Quadrate-Methode. Tabelle 9 faßt die Schätzergebnisse mit dieser neu definierten Einkommensgröße für Gleichung (c) aus Tabelle 7 zusammen, Tabelle 10 enthält die Regressionsresultate für das Fehlerkorrekturmodell (e) aus Tabelle 8.

Bemerkenswert ist zunächst, daß die Fehlerkorrekturterme durch die neu definierten Einkommensgrößen auch unter Vernachlässigung der Inflationsrate als eigenständigem Regressor signifikant sind. Eine Erweiterung der Schätzgleichungen um die Inflationsrate führte zu nichtsignifikanten Resultaten für diese. Desweiteren fällt unmittelbar auf, daß bei einer Schätzung des Anteils κ dieser zwar signifikant von 0, gleichwohl jedoch auch signifikant von 1 verschieden ausfällt. Die Aufgabe der Restriktion $\kappa=1$ verbessert außerdem den Erklärungsgehalt der Schätzfunktionen.

Tabelle 9: Fehlerkorrekturmodelle mit Korrektur des verfügbaren Einkommens

Erklärende Variablen / Parameter	Abhängige Variable: $\Delta_4 \ln C_t$			
	Gleichung (a)		Gleichung (b)	
$\sum_{i=1,4} (\ln C_{t-i} - \ln YV_{t-i}^*) / 4$	-0,261	(3,74)	-0,331	(3,44)
$\Delta_4 \ln C_{t-1}$	0,414	(4,34)	0,387	(4,01)
$\Delta_4 \ln YV_t^*$	0,632	(8,62)	0,706	(9,04)
$\Delta_4 \ln YV_{t-1}^*$	-0,341	(3,60)	-0,319	(3,04)
$i_t - \pi_t^{e,a}$	-0,283	(2,97)	-0,226	(2,58)
Konstante	-0,008	(1,44)	-0,027	(2,31)
κ	1	(gesetzt)	0,458	(2,31)
\bar{R}^2	0,768		0,783	
DW-Statistik	2,15		2,17	

Schätzzeitraum: 1975:1 - 1994:4; t-Werte in Klammern.

Tabelle 10: Fehlerkorrekturmodelle mit Vermögenseinkommenskorrektur

Abhängige Variable: $\Delta_4 \ln C_t$				
Erklärende Variablen / Parameter	Gleichung (a)		Gleichung(b)	
$\frac{1}{4} \sum_{i=1,4} (\ln C_{t-i} - \beta_1 \ln YM_{t-i} - (1-\beta_1) \ln YG_{t-i}^*)$	-0,361	(3,68)	-0,622	(4,83)
$\Delta_4 \ln C_{t-1}$	0,391	(4,03)	0,338	(2,53)
$\Delta_4 \ln YM_t$	0,370	(4,46)	0,416	(5,16)
$\Delta_4 \ln YM_{t-1}$	-0,254	(2,43)	-0,246	(2,48)
$\Delta_4 \ln YG_t^*$	0,138	(7,70)	0,144	(8,33)
$\Delta_4 \ln YG_{t-1}^*$	-0,053	(2,65)	-0,043	(2,18)
$i_t - \pi_t^{e,a}$	-0,227	(2,53)	-0,242	(2,08)
Konstante	0,154	(3,86)	0,289	(4,91)
β_1	0,822		0,749	(43,62)
κ	1 (gesetzt)		0,390	(2,53)
\bar{R}^2	0,758		0,780	
DW-Statistik	2,22		2,25	

Schätzzeitraum: 1975:1 - 1994:4; $YG_t^* = YG_t - \kappa \cdot \pi_t^e \cdot A_{t-1}$; t-Werte in Klammern.

Was den Zinseinfluß angeht, so erhöht sich die Semizinselastizität durch die Einkommenskorrektur in den Gleichungen mit dem verfügbaren Einkommen (Tabelle 9 im Vergleich zu Tabelle 7), bei einer disaggregierten Betrachtung der Einkommen hingegen verringert sich die Semizinselastizität (Tabelle 10 im Vergleich zu Tabelle 8). Im Ergebnis haben sich die geschätzten Semizinselastizitäten durch die Behandlung der Inflationsverluste des Geldvermögens als "negative" Einkommen weitgehend angenähert.

Als Fazit dieses Abschnitts läßt sich festhalten, daß die Einkommen zusätzlich zur Langfristlösung auch kurzfristig einen spürbaren Einfluß auf die Konsumausgaben ausüben. Darüber hinaus zeigt sich überwiegend ein signifikant negativer Zinseinfluß. Die Semizinselastizität dürfte dabei zwischen 0,2 und 0,4 liegen, wobei die Mehrzahl der Schätzungen einen kleineren Wert als 0,3 auswies.

5. Analyse der Komponenten des privaten Verbrauchs

Man kann davon ausgehen, daß nicht alle Komponenten des privaten Verbrauchs gleichermaßen zinsreagibel sind, sondern daß sich der Zinseinfluß nur bei bestimmten Gütergruppen entfaltet. Welche Komponenten sensitiv auf Zinsänderungen reagieren, wird in diesem Abschnitt analysiert. Disaggregierte Daten zum privaten Verbrauch werden vom Statistischen Bundesamt nach vier unterschiedlichen Konzepten bereitgestellt: nach Lieferbereichen, nach Dauerhaftigkeit und Wert der Güter, nach Verwendungszwecken und nach Gütergruppen (Statistisches Bundesamt 1995). Wir betrachten in den beiden folgenden Teilabschnitten die Disaggregation des Verbrauchs nach Verwendungszwecken sowie nach der Dauerhaftigkeit und dem Wert der Güter.

5.1. Privater Verbrauch nach Verwendungszwecken

Die Zusammensetzung des privaten Verbrauchs nach Verwendungszwecken hat sich - wie Tabelle 11 zeigt - in den vergangenen 35 Jahren spürbar verändert. Insbesondere der Anteil der Nahrungsmittel, Getränke und Tabakwaren ging deutlich zurück. Auch für Bekleidung und Schuhe sowie für die Haushaltsführung wandten die Haushalte einen im Zeitablauf geringer werdenden Teil ihrer Budgets auf. Auf der anderen Seite nahmen die Ausgaben für die Wohnungsnutzung überproportional zu. Der Anteil der Aufwendungen für Verkehr und Nachrichtenübermittlung an den Konsumausgaben erhöhte sich vor allem in den sechziger Jahren deutlich. Hinter der überdurchschnittlichen Zunahme der Ausgaben für die persönliche Ausstattung stand fast ausschließlich die Ausweitung der Aufwendungen für Dienstleistungen der Kreditinstitute und Versicherungen (zur Abgrenzung der Komponenten vgl. auch Harner und Müller-Nagell 1963).

Die Verschiebungen in der Struktur des privaten Verbrauchs werden in der Regel auf die unterschiedliche Preisentwicklung der Komponenten (Preiselastizitäten) oder auf unterschiedliche Einkommenselastizitäten zurückgeführt. Oberheitmann und Wenke (1994) haben den privaten Verbrauch in tiefer Gliederung untersucht und gezeigt, daß die eher zum Standardbedarf zählenden Ausgabearten (Nahrungsmittel, Bekleidung, Reparaturdienste) vergleichsweise geringe Einkommenselastizitäten aufweisen, Güter des gehobenen Bedarfs hingegen durch relativ hohe Einkommenselastizitäten gekennzeichnet sind. Nach einer Analyse nichtdauerhafter Güter von Hansen (1985) mit Jahresdaten für den Zeitraum 1960 bis 1980 besitzen mit Ausnahme der Gütergruppen "Nahrungs- und Genußmittel" sowie "Wohnungsvermietung" alle Gruppen relativ hohe Eigenpreiselastizitäten, aber nur geringe Kreuzpreiselastizitäten.

Tabelle 11: Struktur des privaten Verbrauchs nach Verwendungszwecken

Verwendungszweck	Jahr				
	1960	1970	1980	1990 ¹	1994 ¹
Nahrungsmittel, Getränke, Tabakwaren	37,2	30,0	24,9	22,1	19,7
Bekleidung, Schuhe	11,6	10,3	9,4	8,3	7,6
Wohnungsvermietung	9,9	12,4	13,9	16,5	19,1
Energie (ohne Kraftstoffe)	3,0	3,9	5,6	4,0	3,9
Güter für die Haushaltsführung	11,5	10,1	10,1	9,4	9,3
Güter für die Gesundheits- u. Körperpflege	4,9	4,6	4,8	5,3	5,6
Güter für Verkehr und Nachrichtenüberm.	9,0	14,0	14,9	17,2	16,8
darunter: Kraftfahrzeuge	2,4	3,9	3,9	5,8	5,2
Güter für Bildung, Unterhaltung, Freizeit	8,5	11,3	10,5	10,4	10,2
Güter für die persönliche Ausstattung	4,4	4,7	6,1	7,0	7,9
Käufe der privaten Haushalte im Inland	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

In jeweiligen Preisen; Anteile in %; 1) alte Bundesländer

Die genannten Studien diskutieren jedoch nicht den möglichen Einfluß der Zinsen auf die Komponenten des privaten Verbrauchs. Für diese Fragestellung werden hier einerseits disaggregierte Konsumfunktionen geschätzt, die in ihrer Grundstruktur den aggregierten Konsumfunktionen des letzten Abschnitts entsprechen. Andererseits wird das lineare Ausgabensystem von Deaton und Muellbauer (1980a) - erweitert durch eine Zinsvariable - empirisch überprüft. Beide Vorgehensweisen haben gewisse Nachteile. Disaggregierte Konsumfunktionen erfordern die Gültigkeit bestimmter Separabilitätsbedingungen, in linearen Ausgabensystemen werden die Komponenten des privaten Verbrauchs als Anteile spezifiziert, so daß nur indirekt von den durch Zinsvariationen ausgelösten Veränderungen in der Zusammensetzung der Verbrauchsausgaben auf die Zinssensitivität einzelner Komponenten geschlossen werden kann.

Bei der Spezifikation der disaggregierten Konsumfunktion wurde von den Hypothesen ausgegangen, daß die Veränderung der Komponente i des privaten Verbrauchs ($\Delta \ln C_i$) eine Funktion der Veränderungen der realen Einkommen ($\Delta \ln YV$), des erwarteten Realzinseszinses ($i - \pi^{e,a}$), der relativen Preisveränderungsrate der Komponente i ($\pi_i - \pi$), sowie der verzögert-endogenen Variablen ist. Die Budgetrestriktion der privaten Haushalte wird über den Fehlerkorrekturterm abgebildet, der als Abweichung des gesamten Konsums von seinem gleichgewichtigen Wert spezifiziert ist und dadurch die Ausgabekategorien miteinander verknüpft:

$$(9) \quad \Delta_4 \ln C_{i,t} = \alpha_0 + \sum_{k \geq 1} \beta_k \Delta_4 \ln C_{i,t-k} + \sum_{k \geq 0} \gamma_k \Delta_4 \ln YV_{t-k} + \phi_1 (i_t - \pi_t^{e,a}) \\ + \phi_2 (\pi_{i,t} - \pi_t) + \lambda \sum_{i=1,4} (\ln C_{t-i} - \ln YV_{t-i}) / 4$$

Lediglich für drei der neun Komponenten konnte auf dem 5%-Niveau ein signifikanter Einfluß der Realzinsen nachgewiesen werden. Danach wirkt der Realzins mit einer geschätzten Semizinselastizität von 1,1 dämpfend auf die Ausgaben für Verkehr und Nachrichtenübermittlung, was angesichts der vielfach in Anspruch genommenen Möglichkeit zur Ratenfinanzierung beim Erwerb neuer Kraftfahrzeuge nicht überrascht, ebenfalls negativ (Semielastizität: 0,1) auf die Ausgaben für Bildung, Unterhaltung und Freizeit, worunter u.a. Phono-Geräte gezählt werden, sowie mit einer Semielastizität von 0,3 auf die Ausgaben für die persönliche Ausstattung. In überschlägiger Rechnung kann aus den disaggregierten Schätzungen durch Gewichtung mit den jeweiligen Anteilen eine Schätzung der Semizinselastizität für den gesamten Verbrauch der privaten Haushalte im Inland abgeleitet werden. Bezieht man nur die Komponenten mit signifikantem Zinseinfluß in die Berechnung ein, ergäbe sich z.B. für das Jahr 1994 eine (kurzfristige) Semielastizität von gut einem Fünftel, was die Schätzergebnisse der aggregierten Konsumfunktionen des vorangegangenen Abschnitts bestätigen würde.

Das Ausgabensystem von Deaton und Muellbauer (1980a) läßt sich unter Einbeziehung einer Realzinsvariablen darstellen als:

$$(10) \quad w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{i,j} \ln p_j + \beta_i \ln \frac{C^n}{P} + \psi_i r^e \quad (i=1, \dots, n)$$

Dabei bezeichnet C^n die gesamten nominalen Konsumausgaben, p_j den Preisindex des Gutes j , r^e den erwarteten Realzins und w_i den Budgetanteil des Gutes i , so daß gilt $\sum w_i = 1$. P sei der Preisindex für die Gesamtausgaben in der Definition von Stone (1953):⁹

$$(11) \quad \ln P = \sum_{i=1}^n w_i \ln p_i$$

⁹ Alston, Foster und Green (1994) haben gezeigt, daß die Approximation des theoretisch adäquaten Index durch den Index von Stone die Schätzwerte für die Preis- und Einkommenselastizitäten des Ausgabensystems kaum beeinflußt (vgl. auch Ng 1995).

Die Parameter α, β, γ und ψ müssen die folgenden Bedingungen erfüllen:

$$(12) \quad \gamma_{i,j} = \gamma_{j,i} \quad (\text{Symmetrie}) \quad \sum_{j=1}^n \gamma_{i,j} = 0 \quad (\text{Homogenität})$$

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1 \quad \sum_{i=1}^n \beta_i = 0 \quad \sum_{i=1}^n \psi_i = 0 \quad \sum_{i=1}^n \gamma_{i,j} = 0 \quad (\text{Adding up})$$

Die Einkommenselastizitäten der Komponenten ergeben sich aus $E_i = 1 + \beta_i / w_i$, die kompensierten Eigenpreiselastizitäten über $E_{ii} = w_i + \gamma_{ii} / w_i - 1$ und die kompensierten Kreuzpreiselastizitäten aus $E_{ij} = w_j + \gamma_{ij} / w_i$. Die Semizinselastizitäten errechnen sich als $E_{zi} = \psi_i / w_i + \partial \ln C^i / \partial r^e$.

Für die Schätzung des linearen Ausgabensystems wurden die Kategorien Wohnungsvermietung und Energie zusammengefaßt, so daß insgesamt acht Verwendungszwecke unterschieden werden. Die umfangreichen Käufe insbesondere höherwertiger Gebrauchsgüter durch ostdeutsche Privathaushalte in Westdeutschland in den Jahren 1990 und 1991 haben die strukturelle Entwicklung zum Teil verdeckt. Das Ende des Schätzzeitraums wurde deshalb auf das Jahr 1989 gelegt. Tabelle 12 enthält die geschätzten Einkommens-, Eigenpreis- und Semizinselastizitäten für das Jahr 1989. Dabei wurde bei der Berechnung der Semizinselastizität auf den zweiten Summanden verzichtet, der den Einfluß der Zinsen auf die Gesamtausgaben abbildet. Geht man davon aus, daß dieser gemäß den im letzten Abschnitt dargestellten Schätzungen zwischen 0,2 und 0,3 liegen dürfte, so müßte der Tabellenwert entsprechend vermindert werden.

Tabelle 12: Geschätzte Elastizitäten für das Jahr 1989

Verwendungszweck	Einkommens- elastizität	Eigenpreis- elastizität	Semizins- elastizität
Nahrungsmittel, Getränke, Tabakwaren	0,469	-0,124	0,65
Bekleidung, Schuhe	0,676	-0,526	0,64
Wohnungsvermietung und Energie	0,970	-0,066	0,61
Güter für die Haushaltsführung	0,313	-1,151	-0,45
Güter für die Gesundheits- u. Körperpflege	1,145	-0,316	0,21
Güter für Verkehr und Nachrichtenüberm.	1,536	-1,523	-0,53
Güter für Bildung, Unterhaltung, Freizeit	1,973	0,745	-1,73
Güter für die persönliche Ausstattung	4,035	-0,448	-0,42

Schätzzeitraum: 1962 - 1989. Semizinselastizität errechnet als ψ_i / w_i .

Einkommens- und Eigenpreiselastizitäten zeigen die erwarteten Vorzeichen und Größenordnungen. Ausnahmen hiervon bilden die sehr hohe Einkommenselastizität der Güter für die persönliche Ausstattung, worin die im Zeitablauf zu beobachtende kräftige Zunahme dieser Ausgabenkategorie zum Ausdruck kommt, sowie die positive Eigenpreiselastizität der Güter für Bildung, Unterhaltung und Freizeit. Die geringe Einkommenselastizität der Güter für die Haushaltsführung könnte auf Sättigungstendenzen hinweisen.

Negative Semizinselastizitäten weisen die Gütergruppen Haushaltsführung, Verkehr und Nachrichtenübermittlung, Bildung, Unterhaltung und Freizeit sowie persönliche Ausstattung auf. Für die drei zuletzt genannten Kategorien werden damit die Schätzergebnisse der disaggregierten Konsumfunktionen bestätigt. Für diese drei Kategorien ist der Parameter ψ_j zur Zinsvariablen signifikant von Null verschieden, nicht jedoch für die Kategorie Haushaltsführung. Verwunderlich ist, daß nach den Schätzergebnissen die Ausgaben für Bildungs-, Unterhaltungs- und Freizeitgüter deutlich zinsensitiver sein sollen als die Ausgaben für Verkehr. Alternative Schätzungen durch Variationen des Schätzzeitraums machen deutlich, daß dies vor allem in der Einbeziehung der sechziger Jahre begründet ist. Legt man den Beginn des Schätzzeitraums auf die erste Hälfte der siebziger Jahre, verändert sich die Rangfolge und die Aufwendungen für Verkehr und Nachrichtenübermittlung werden zur zinsreagibelsten Ausgabenkategorie.

5.2. Privater Verbrauch nach Dauerhaftigkeit und Wert der Güter

Die im letzten Abschnitt konstatierten Strukturverschiebungen in der Zusammensetzung des privaten Verbrauchs zeigen sich auch bei einer Aufgliederung nach Dauerhaftigkeit und Wert der Güter. Leider liegen hierzu für Deutschland Daten nur für die Jahre seit 1980 vor. Wie Tabelle 13 zeigt, nahm in den vergangenen 15 Jahren insbesondere der Anteil der Verbrauchsgüter drastisch ab, während die Ausgaben für die Wohnungsnutzung sowie für Sonstige Dienstleistungen deutlich an Gewicht gewannen. Der Anteil der langlebigen, hochwertigen Gebrauchsgüter (z.B. Kraftfahrzeuge, Möbel, Elektrogeräte) blieb hingegen relativ konstant.¹⁰

Die Disaggregation des privaten Verbrauchs nach der Dauerhaftigkeit der Güter erlaubt eine Unterscheidung zwischen Verbrauch und Verbrauchsausgaben. Damit kann die bisher

¹⁰ Gebrauchsgüter sind im Unterschied zu Verbrauchsgütern Waren, die in der Regel länger als ein Jahr genutzt werden. Dauerhafte Gebrauchsgüter zeichnen sich dabei durch die Merkmale "Langlebigkeit" (in Deutschland: mindestens fünf Jahre) und "hoher Wert" aus (Schäfer und Bolleyer 1993).

stillschweigend getroffene Annahme, wonach die Güter den Haushalten lediglich in der Periode des Erwerbs einen Nutzen stiften, aufgelöst werden. Im folgenden wird ein von Hansen (1984) entwickeltes Nachfragemodell für dauerhafte Konsumgüter vorgestellt und empirisch überprüft (vgl. auch Deaton und Muellbauer 1980b, S. 97ff, Hansen 1993).

Zwischen den Käufen (e) und dem Bestand (B) eines dauerhaften Gutes i bestehe die Beziehung

$$(13) \quad e_{i,t} = B_{i,t} - (1 - \mu_i) \cdot B_{i,t-1} \quad (i=1, \dots, n)$$

wobei μ_i eine als konstant angenommene Nutzungsrate bezeichnet. Nichtdauerhafte Güter sind durch eine Nutzungsrate von 1 gekennzeichnet. Die (nominale) Budgetgleichung läßt sich dann darstellen als

$$(14) \quad Y_t^n + i_t A_{t-1}^n = \Delta A_t^n + \sum_{i=1}^n p_{i,t} (B_{i,t} - (1 - \mu_i) B_{i,t-1})$$

In dieser Gleichung steht Y^n für das (nominale) Arbeitseinkommen, i für den Nominalzinsatz, A^n für den nominalen Bestand an finanziellen Aktiva sowie p_i für den Preis des Gutes i .

Tabelle 13: Struktur des privaten Verbrauchs nach Dauerhaftigkeit und Wert der Güter

Position	Jahr			
	1980	1985	1990 ¹	1994 ¹
Verbrauchsgüter	40,0	38,9	35,1	32,7
Gebrauchsgüter von mittlerer Lebensdauer	16,9	15,2	15,5	14,4
Langlebige, hochwertige Gebrauchsgüter	12,1	11,2	13,4	12,4
Wohnungsvermietung	13,9	16,1	16,5	19,1
Reparaturen	2,5	2,4	2,7	2,7
Sonstige Dienstleistungen	14,5	16,1	16,8	18,8
Käufe der privaten Haushalte im Inland	100,0	100,0	100,0	100,0

In jeweiligen Preisen; Anteile in %; 1) alte Bundesländer

Durch "Verknüpfung" dieser Budgetgleichung mit einer Nutzenfunktion oder, äquivalent, mit einer Kostenfunktion läßt sich ein Nachfragesystem nach den Beständen ermitteln. Hansen (1984) leitet aus einer Kostenfunktion, die in Anlehnung an die verallgemeinerte Leontief-Produktionsfunktion von Diewert (1971) spezifiziert wurde, das nachstehend verallgemeinerte Ausgabensystem ab:

$$(15) \quad p_{i,t}^* B_{i,t} = \sum_{j=1}^n \alpha_{ij} \sqrt{p_{i,t}^* p_{j,t}^*} + \beta_i \left[\sum_{k=1}^n p_{k,t}^* B_{k,t} - \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n \alpha_{kj} \sqrt{p_{i,t}^* p_{j,t}^*} \right] + \varepsilon_{i,t} \quad (i=1, \dots, n)$$

mit den zu schätzenden Parametern α und β , für die folgende Restriktionen gelten:

$$(16) \quad \alpha_{ij} = \alpha_{ji} \quad (\text{Symmetrie}) \quad \sum_j \beta_j = 1 \quad (\text{Adding-up})$$

sowie den Nutzungskosten p^* :

$$(17) \quad p_{i,t}^* = p_{i,t} - (1 - \mu_i) \frac{p_{i,t+1}}{1 + i_{t+1}}$$

Die Nutzungskosten geben in Analogie zur neoklassischen Investitionstheorie die Kosten für die Haltung einer Einheit eines dauerhaften Gutes für eine Periode an. Höhere Zinsen erhöhen auch die Nutzungskosten dauerhafter Güter. Die Nutzungskosten nichtdauerhafter Güter sind hingegen vom Zinsniveau unabhängig und entsprechen den Güterpreisen.

Die Elastizitäten der Ausgaben für das Gut i bezüglich der Nutzungskosten des Gutes j ergeben sich in diesem Modell durch:

$$(18) \quad \frac{\partial \ln e_i}{\partial \ln p_j^*} = \frac{1}{e_i} \left\{ (B_j - \alpha_{jj}) \beta_i \frac{p_j^*}{p_i^*} + \alpha_{ij} \sqrt{\frac{p_j^*}{p_i^*}} - \frac{\beta_i}{p_i^*} \sum_{k \neq j} \alpha_{ik} \sqrt{p_k^* p_j^*} \right\}$$

Hansen (1984) hat dieses Nachfragesystem erweitert, indem er die finanziellen Aktiva formal als $(n+1)$ -tes dauerhaftes Gut auffaßt. Finanzielle Aktiva weisen dann eine Nutzungsrate von $\mu=0$ auf. Die "Käufe" für dieses Gut sind daher die Veränderungen des realen Nettogeldvermögens:

$$(19) \quad e_{n+1,t} = \frac{A_t}{P_t} - \frac{A_{t-1}}{P_{t-1}} = \frac{1}{P_t} (A_t - (\pi_t + 1)A_{t-1})$$

mit dem Preisindex P für die Gesamtausgaben und der Inflationsrate π . Überträgt man das Konzept der Nutzungskosten formal auf die Finanzaktiva, erhält man:

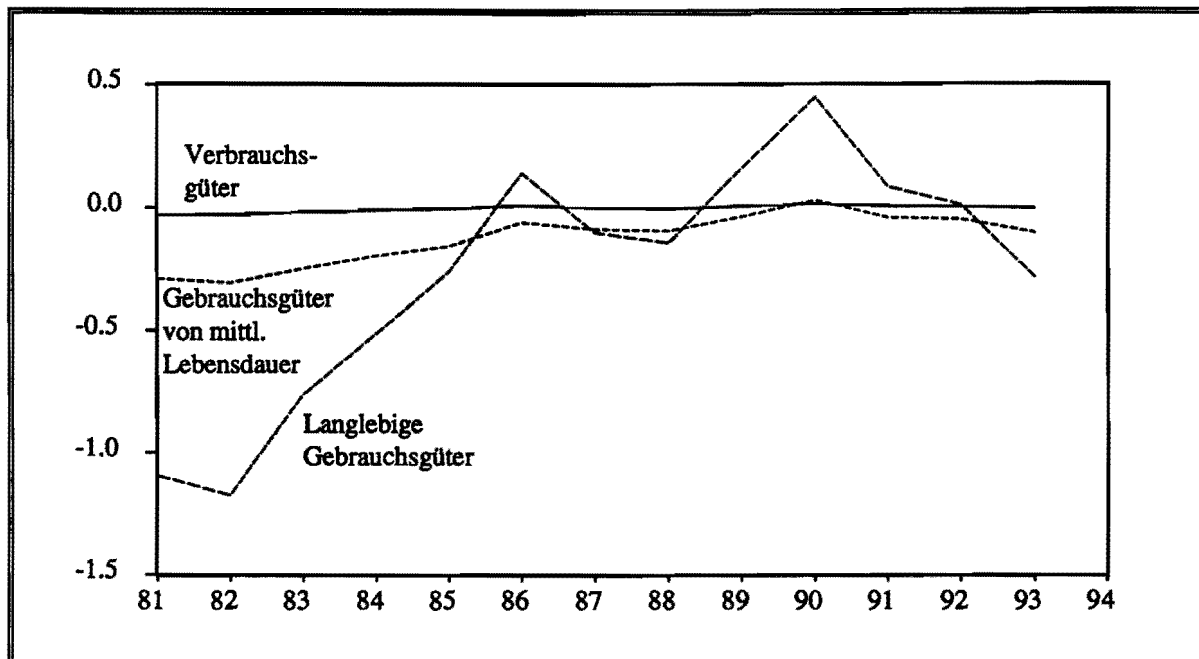
$$(20) \quad p_{n+1}^* = P \frac{i_{t+1} - \pi_{t+1}}{1 + i_{t+1}}$$

Die "Nutzungskosten" für die Finanzaktiva sind also die diskontierten Realzinsen.

Für die empirische Implementierung dieses Modells werden 4 Gütergruppen gebildet. Die Gruppe nichtdauerhafter Güter, die eine Nutzungsrate von 1 aufweisen, umfaßt die Verbrauchsgüter, die Reparaturen und die Sonstigen Dienstleistungen. Gebrauchsgüter von mittlerer Lebensdauer und die langlebigen, hochwertigen Gebrauchsgüter stellen zwei weitere Gütergruppen in diesem Modell dar. Zur Ermittlung ihrer Nutzungsraten wurde davon ausgegangen, daß die durchschnittliche Lebensdauer der Güter von mittlerer Lebensdauer 2 Jahre beträgt, die durchschnittliche Lebensdauer der langlebigen Gebrauchsgüter hingegen 7 Jahre. Als vierte "Gütergruppe" fungieren schließlich die Ersparnisse. Die für die Modellschätzung benötigten Bestände an langlebigen Gebrauchsgütern wurden dem Beitrag von Schäfer und Bolleyer (1993) entnommen, der Anfangsbestand an Gebrauchsgütern von mittlerer Lebensdauer in Anlehnung an Hansen (1984) aus durchschnittlicher Lebensdauer und durchschnittlicher Veränderungsrate geschätzt.

Da das Ausgabensystem (15) einen Gleichgewichtszustand beschreibt, wurde für die Schätzung ein partieller Anpassungsprozeß modelliert, wobei aus Konsistenzgründen der Anpassungsparameter in allen Gleichungen des Systems den gleichen Wert aufweisen muß. Den Schätzungen liegen Quartalsdaten zugrunde, die jedoch erst seit 1980 verfügbar sind. Eine Verkürzung des Schätzzeitraums, um die Jahre nach der deutschen Vereinigung aus dem Sample herauszuhalten, weil die "strukturelle" Entwicklung der Reihen insbesondere in den Jahren 1990 und 1991 durch Sondereffekte (Käufe ostdeutscher Haushalte in Westdeutschland) stark überlagert wurde, erschien aufgrund der dann nur noch geringen Zahl von Freiheitsgraden bei der Schätzung nicht sinnvoll. In der Tat waren nach einer Probeschätzung die meisten Koeffizienten nicht signifikant gegen Null gesichert. Aber auch bei Ausnutzung des gesamten Zeitraums von 15 Jahren waren die Schätzergebnisse und die sich daraus ergebenden Einkommens- und Preiselastizitäten in vielen Fällen nicht sinnvoll zu interpretieren. Plausible Resultate ergaben sich vor allem für die Elastizitäten der drei Gütergruppen bezüglich der "Nutzungskosten" der Finanzaktiva (diskontierte Realzinsen).

Abb. 6: Elastizitäten bezüglich der "Nutzungskosten" der Finanzaktiva



Wie Abbildung 6 zeigt, ist die Zinselastizität der Verbrauchsgüter (einschl. Reparaturen und Sonstige Dienstleistungen) nahezu Null. Die Elastizität der Gebrauchsgüter von mittlerer Lebensdauer lag in der ersten Hälfte der achtziger Jahre bei etwa -0.3, ging bis zum Jahr 1990 stetig bis auf Null zurück und weist seitdem wieder leicht negative Werte auf. Besonders interessant ist der Verlauf der Elastizität der hochwertigen Gebrauchsgüter bezüglich der Realzinsen. Hier zeigen sich - wie erwartet - negative Werte, für einige Jahre jedoch scheint der Zusammenhang positiv zu sein. Ursächlich verantwortlich für den positiven Wert des Jahres 1986 ist die Zunahme der realen Ausgaben der privaten Haushalte für Kraftfahrzeuge von annähernd 30 %. Diese lebhafte Autokonjunktur lag zum einen an dem beträchtlichen Rückgang der Mineralölpreise, was den realen Einkommensspielraum der privaten Haushalte deutlich ausweitete und darüber hinaus die Nutzung der Pkw's verbilligte. Zum anderen dürften steuerliche Anreize für schadstoffarme Personenkraftwagen dazu beigetragen haben. Die zweite Phase, die eine nichtnegative Abhängigkeit der Nachfrage nach langlebigen Konsumgütern von den Nutzungskosten für Finanzaktiva zeigt, spiegelt den im Zuge des deutschen Einigungsprozesses aufgetretenen Nachfrageboom wider. Diese beiden Ereignisse verdeutlichen vielleicht, warum Kaehler und Korn (1995, S. 106-112) auf der Grundlage verschiedener Konsumfunktionen Zinseffekte auf den Kauf langlebiger Konsumgüter nicht nachweisen konnten. Aber auch die hier vorgestellten Ergebnisse sollten wegen der Kürze des Schätzzeitraums mit einer gewissen Vorsicht interpretiert werden.

IV. Zinsen, Konsumentenkredite und privater Verbrauch

1. Struktur und Entwicklung der Konsumentenkredite

Im dritten Kapitel wurde gezeigt, daß innerhalb der nach Verwendungszwecken aufgegliederten Komponenten des privaten Verbrauchs die Ausgaben für Verkehr und Nachrichtenübermittlung, die Ausgaben für Bildung, Unterhaltung und Freizeit sowie vermutlich die Ausgaben für Güter der Haushaltsführung zinssensitiv sind. Diese Kategorien umfassen zu einem nicht unerheblichen Teil langlebige, hochwertige Gebrauchsgüter, die oft über Kredite finanziert werden. Bestätigt wird dies durch Ergebnisse der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS), in der die privaten Haushalte nach dem Verwendungszweck neu aufgenommenen Kredite befragt wurden. Danach nahmen sie Konsumentenkredite am häufigsten für den Erwerb von Personenkraftwagen auf, wobei sich der Anteil im Zeitablauf sogar noch erhöht hat (Tabelle 14). Auch die Anschaffung von Einrichtungsgegenständen wurde zu einem nicht unerheblichen Teil über Kredite finanziert, wohingegen für Urlaubsreisen, jedenfalls bis 1983 (neuere Angaben liegen nicht vor), nur in geringem Umfang auf Fremdkapital zurückgegriffen wurde.

Tabelle 14: Verwendungszweck neu aufgenommenen Kredite

in %	1973	1978	1983
Autokauf	34,8	38,5	42,9
Möbelkauf	23,9	15,0	18,5
Sonstige Anschaffungen	31,7	21,7	20,5
Urlaubsreise	4,4	4,2	3,0
Sonstiges	27,7	38,9	28,7

Mehrfachnennungen möglich.

Quelle: Statistisches Bundesamt, Fachserie 15, Heft 2, verschiedene Jahrgänge.

Als Konsumentenkredite fassen wir in dieser Arbeit die im Rahmen der Kreditnehmerstatistik erfragten Kredite der Kreditinstitute an "wirtschaftlich unselbständige und sonstige Privatpersonen" ohne Kredite für den Wohnungsbau auf. Durch diese Abgrenzung wird "insgesamt ein zuverlässiges Bild der für Konsumzwecke aufgenommenen Kredite" gezeichnet (Deutsche Bundesbank 1993, S. 20). In den vergangenen 25 Jahren war ein

deutlicher Anstieg der Konsumentenkredite zu beobachten, sowohl absolut als auch gemessen am Verfügbaren Einkommen oder dem privaten Verbrauch. Betrug die Relation zum Verfügbaren Einkommen im Jahr 1970 noch knapp 7 %, so war sie im Jahr 1994 mit fast 17 % mehr als doppelt so hoch (vgl. Tabelle 15). Im internationalen Vergleich ist die Verschuldung der privaten Haushalte in Deutschland aber immer noch gering. Parallel zur verstärkten Inanspruchnahme von Konsumentenkrediten erhöhte sich für die privaten Haushalte auch die daraus resultierende Zinsbelastung; für diese müssen sie mittlerweile etwa 2 % ihres Verfügbaren Einkommens aufwenden.

Tabelle 15: Zur längerfristigen Entwicklung der Konsumentenkredite

Jahr	Konsumentenkredite		Zinsen auf Konsumentenkredite	
	Mrd DM	in % des Verfügbaren Einkommens	Mrd DM	in % des Verfügbaren Einkommens
1970	29,7	6,9	3,34	0,8
1975	56,2	8,1	6,41	0,9
1980	130,7	13,4	13,19	1,4
1985	179,5	15,1	17,67	1,5
1989	232,9	16,5	19,46	1,4
1991	295,0	15,6	29,53	1,6
1994	363,2	16,8	40,50	1,9

ab 1991: einschl. neue Länder und Berlin Ost

Quellen: Deutsche Bundesbank; Statistisches Bundesamt, Fachserie 18.

Die Konsumentenkredite lassen sich im Hinblick auf die Tilgungsmodalitäten in Raten- bzw. Nichtratenkredite unterteilen. Innerhalb der Nichtratenkredite bilden die Dispositionskredite (Debetsalden auf Lohn-, Gehalts-, Pensions- und Rentenkonten) eine wichtige Untergruppe, die seit 1970 einen relativ konstanten Anteil an den Konsumentenkrediten aufweist (zwischen 11 % und 14 %). Zu Verschiebungen kam es zwischen Raten- und Nichtratenkrediten. So reduzierte sich der Anteil der Ratenkredite von 51 % Ende 1980 auf 44 % im Jahr 1994.

Alternativ zu den Tilgungsmodalitäten können die Konsumentenkredite auch nach ihrer Fristigkeit klassifiziert werden. Dabei zeigt sich, daß sowohl der Anteil der kurzfristigen Kredite (bis einschließlich einem Jahr) als auch die Bedeutung der mittelfristigen Konsu-

mentenkredite (über ein Jahr bis unter vier Jahren) deutlich zurückgegangen sind (siehe Tabelle 16). Die langfristigen Ausleihungen machen dagegen mittlerweile fast zwei Drittel aller Konsumentenkredite aus. Diese Präferenz zugunsten längerfristiger Verpflichtungen dürfte in der Tendenz zu einer abnehmenden Empfindlichkeit der privaten Haushalte gegenüber Variationen kurzfristiger Zinsen geführt haben.

Tabelle 16: Struktur der Konsumentenkredite nach ihrer Fristigkeit

Jahr	kurzfristig	mittelfristig	langfristig
1970	33,2	44,9	21,9
1975	32,6	40,5	26,9
1980	27,7	28,7	43,6
1985	29,0	21,1	50,0
1990	23,3	18,4	58,3
1994	20,4	15,4	64,2

ab 1991: einschl. neue Länder und Berlin Ost; Jahresendstand; Anteile in %.

Informationen darüber, wieviele Privathaushalte Konsumentenkredite aufgenommen haben, können aus den vom Statistischen Bundesamt im fünfjährigen Turnus durchgeführten Einkommens- und Verbrauchsstichproben (EVS) entnommen werden. Die EVS enthält detaillierte Angaben zu den Kreditverpflichtungen privater Haushalte, aufgespalten nach dem Alter der Bezugsperson, nach der Haushaltsgröße, nach der sozialen Stellung und nach dem Haushaltsnettoeinkommen.¹¹ Zusätzlich wird auch die jeweilige Restschuld ausgewiesen, die neben dem noch zu tilgenden Kreditvolumen auch ausstehende Zinszahlungen umfaßt.

In den vergangenen 20 Jahren hatte nach den Angaben der EVS etwa ein Sechstel aller privaten Haushalte Kreditverpflichtungen.¹² Zwar ist kein eindeutiger Trend festzustellen, gleichwohl scheint der Anteil der Haushalte mit Kreditverpflichtungen seit Anfang der achtziger Jahre höher zu sein als in den siebziger Jahren. Wie nach der Lebenszyklus-

¹¹ Im Unterschied zu der von uns gewählten Abgrenzung zählen im EVS Dispositionskredite nicht zu den Konsumentenkrediten.

¹² Haushalte mit besonders hohem Einkommen (im Jahr 1993 über 35 Tsd DM Haushaltsnettoeinkommen pro Monat) sind in dieser Statistik nicht berücksichtigt.

Hypothese erwartet, ist der Anteil der Haushalte mit Kreditverpflichtungen in der Altersgruppe bis 35 Jahren am höchsten. Der Anteil nimmt sukzessive mit dem Alter der Bezugsperson ab. Von den Haushalten, deren Bezugsperson mindestens 65 Jahre alt ist, hat weniger als jeder Zwanzigste Kreditverpflichtungen im Zusammenhang mit dem privaten Verbrauch.

Tabelle 17: Kreditverpflichtungen privater Haushalte nach dem Alter der Bezugsperson

Alter	Jahr				
	1973	1978	1983	1988	1993 1)
Haushalte mit Kreditverpflichtungen 2)					
insgesamt	16,0	14,6	17,2	19,7	17,6
unter 35	29,7	30,1	33,9	33,5	27,0
35-45	22,2	21,5	25,2	30,9	26,8
46-55	16,2	16,1	18,8	22,8	21,5
55-65	10,1	10,2	11,6	13,9	12,2
65 und mehr	4,7	4,1	4,1	5,0	4,1
Restschuld je Haushalt mit Konsumentenkrediten 3)					
insgesamt	9 400	10 500	11 800	12 800	10 700
unter 35	8 300	11 100	10 200	11 000	10 100
35-45	10 100	11 500	13 100	14 500	11 000
45-55	10 400	10 400	13 700	14 700	12 200
55-65	10 900	8 800	12 900	11 800	10 900
65 und mehr	7 600	7 400	8 400	10 300	7 000

1) alte Bundesländer, 2) bezogen auf alle Haushalte der jeweiligen Altersgruppe, 3) DM; in Preisen von 1991, auf 100 DM-Beträge gerundet.

Quellen: Statistisches Bundesamt, Fachserie 15, Heft 2, verschiedene Jahrgänge; Euler (1995); Guttman (1995).

Die durchschnittliche Restschuld je Haushalt an Konsumentenkrediten ist nach den Angaben der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe von 1973 bis 1988 - preisbereinigt mit dem Deflator für den privaten Verbrauch - um insgesamt 36 % gestiegen, hat sich jedoch

von 1988 bis 1993 wieder deutlich zurückgebildet (Tabelle 17). Bei diesem intertemporalen Vergleich der durchschnittlichen Restschuld sollte jedoch beachtet werden, daß die EVS lediglich eine Stichprobe ist und die in der Tabelle ausgewiesenen Kreditverpflichtungen auf den Angaben der Befragten basieren und daher sicherlich nicht so zuverlässig sind wie die Angaben aus der Kreditnehmerstatistik (Tabelle 15), wonach in den vergangenen Jahren kein Rückgang der Verbindlichkeiten festzustellen war. Die durchschnittlich höchste Restschuld aus Konsumentenkrediten findet sich nicht unter den jungen Haushalten, sondern in der Mehrzahl der Befragungen bei den Haushalten, deren Bezugsperson zwischen 45 und 55 Jahre alt ist. Insgesamt zeigt sich jedoch für die Restschuld nur eine schwach ausgeprägte Korrelation mit dem Alter.

Eine Analyse der Einkommensschichtung ergibt, daß der Anteil der Haushalte mit Kreditverpflichtungen in den Einkommensklassen mit über dem Durchschnitt liegenden Einkommen höher ist als der Anteil in den unterdurchschnittlichen Einkommensklassen. Die durchschnittliche Restschuld steigt dem absoluten Betrag nach mit dem Einkommen. Bezieht man jedoch die Restschuld auf das Jahreseinkommen, dreht sich das Bild um. Haushalte mit geringem Einkommen haben in Relation zu ihrem Einkommen eine höhere Verschuldung als Haushalte mit höheren Einkommen. Aus der Klasseneinteilung zum Haushaltsnettoeinkommen läßt sich approximativ die Relation der Restschulden zum durchschnittlichen Haushaltsnettoeinkommen der Stichprobe angeben. Danach hätte diese Relation im Jahr 1973 4 ½ %, im Jahr 1983 5 ½ %, im Jahr 1988 7 % und im Jahr 1993 wieder 4 ½ % betragen. Diese Zahlen liegen insbesondere für die letzten Erhebungen deutlich unter den aus der Kreditnehmerstatistik und den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen abgeleiteten Relationen, auch wenn man bedenkt, daß in der EVS Kontokorrentkredite unberücksichtigt bleiben und Haushalte mit sehr hohem Einkommen nicht in die Berechnung eingehen. Es kann somit vermutet werden, daß im EVS-Datensatz die Kreditverpflichtungen ähnlich wie die Vermögenszahlen deutlich unterrepräsentiert sind, bzw. unvollständige Angaben vorliegen.

2. Bedeutung der Zinsen für die Nachfrage nach Konsumentenkrediten

Nach der Permanenten-Einkommens-Hypothese schränken die privaten Haushalte ihren Konsum bei einer als vorübergehend eingeschätzten Einkommenseinbuße nicht ein, sondern greifen entweder auf Ersparnisse zurück oder nehmen Kredite auf, um das gewünschte Konsumniveau aufrechtzuerhalten. Ein weiterer Grund für die Aufnahme von Konsumentenkrediten besteht im Erwerb von Gebrauchsgütern, die länger als eine Periode genutzt werden. Für beide Motive zur Kreditaufnahme bildet der Zins auf Konsumenten-

kredite eine relevante Entscheidungsvariable. Was die Fristigkeit der Kredite angeht, scheint die Hypothese plausibel zu sein, daß bei temporären Einkommenseinbußen auf Dispositionskredite oder andere kurzfristige Kredite zurückgegriffen wird, bei der Anschaffung längerfristiger Gebrauchsgüter hingegen eher mit der Lebensdauer kongruente Fristigkeiten, also mittel- und längerfristige Formen der Finanzierung, gewählt werden. Gestützt wird diese These bereits durch einfache Korrelationsanalysen, wonach zwischen der Veränderungsrate der kurzfristigen Konsumentenkredite und der Wachstumsrate des privaten Verbrauchs, sowohl im Aggregat als auch in den Komponenten aufgegliedert nach Dauerhaftigkeit bzw. nach Verwendungszwecken, kein bzw. nur ein schwacher Zusammenhang zu bestehen scheint, mittel- und langfristige Konsumentenkredite hingegen stark positiv mit dem privaten Verbrauch korreliert sind.

Die Konsumentenkredite können nach den Einheitswurzeltests als integrierte Zeitreihen erster Ordnung angesehen werden (vgl. Tabelle 18). Nach den Testergebnissen weist die stochastische Struktur der langfristigen Konsumentenkredite insofern eine Besonderheit auf, als in der Testgleichung für den Koeffizienten des Zeittrends ein signifikanter Wert geschätzt wurde, worin sich die starke Zunahme der Langfristkredite niederschlägt.

Tabelle 18: ADF-Tests auf Einheitswurzel für die Konsumentenkredite

Konsumentenkredite		Testspezifikation	Testzeitraum	
			1971:1 - 1989:4	1971:1 - 1994:4
Insgesamt	Niveau	K,S,4	- 1,79	- 1,88
	1. Differenz		- 2,81 *	- 3,19 **
kurzfristige	Niveau	K,S,4	- 1,79	- 2,06
	1. Differenz		- 2,81 *	- 3,20 **
mittelfristige	Niveau	K,S,4	- 2,10	- 2,29
	1. Differenz		- 3,21 **	- 3,75 ***
langfristige 1)	Niveau	K,S,T,4	- 2,67	- 2,64
	1. Differenz		- 3,51 **	- 4,07 ***

Konsumentenkredite je Einwohner, logarithmiert, deflationiert mit dem Preisindex für den westdeutschen privaten Verbrauch; "Vereinigungssprung" durch Dummyvariable berücksichtigt. ***/**/*: signifikant auf dem 1 %/5 %/10 %-Niveau nach MacKinnon (1991); K = Konstante, S = Saisondummies, T = Zeittrend, 4 = Anzahl der Lags in der Testgleichung.

1) Zusätzlich ein Dummy für 4. Quartal 1980.

Mögliche Kointegrationsbeziehungen zwischen den Konsumentenkrediten und dem privaten Verbrauch konnten nicht gefunden werden. Fügt man das verfügbare Einkommen oder alternativ Masseneinkommen und Gewinn- und Vermögenseinkommen als weitere Variablen hinzu, so zeigt sich genau eine Kointegrationsbeziehung. Dieser langfristige log-lineare Zusammenhang könnte also so gedeutet werden, daß die privaten Haushalte einen bestimmten Anteil ihres Verbrauchs über Kredite finanzieren. Er erwies sich jedoch als nicht robust gegenüber Variationen des Schätzzeitraums. Daher sehen wir bei den Schätzungen von der Berücksichtigung der Konsumentenkredite in der Langfristgleichung ab.

Wenn Dispositions- und andere kurzfristige Kredite vorwiegend in Anspruch genommen werden, um kurzfristige Divergenzen zwischen Einkommensströmen und Konsumwünschen zu überbrücken, dann dürften Abweichungen der Konsum-Einkommensrelation von ihrem Gleichgewichtspfad keinen zusätzlichen Erklärungsbeitrag liefern, wenn die Veränderungen von Konsum und Einkommen in die Schätzgleichung zur Erklärung der Veränderungsrate der kurzfristigen Kredite aufgenommen werden. Schätzungen entsprechender Gleichungen bestätigten die Überparametrisierung, weshalb auf den Langfristzusammenhang zwischen Konsum und Einkommen als erklärende Variable verzichtet wurde. Versionen, bei denen anstelle des Wachstumsdifferentials von Einkommen und Konsum sogenannte "Einkommensüberraschungen" in der Schätzgleichung berücksichtigt wurden, brachten in Übereinstimmung mit früheren Untersuchungen nichtsignifikante Parameterschätzer (Deutsche Bundesbank 1993).

Als Zinsvariable (i), die die Kreditkosten erfaßt, dient hier der Zins für Kontokorrentkredite unter einer Million DM. Für den Schätzzeitraum von 1975 bis 1994 erhalten wir auf der Basis von Quartalsdaten für die (realen) kurzfristigen Konsumentenkredite KS (t -Werte in Klammern):

$$\Delta_4 \ln KS_t = 0,846 \Delta_4 \ln KS_{t-1} + 0,514 (\Delta_4 \ln C_t - \Delta_4 \ln YV_t) - 0,294 (i_t - \pi_t^{e,a}) + 0,026$$

(20,02)
(3,01)
(2,96)
(3,30)

$$\bar{R}^2 = 0,862$$

$$DW = 1,69$$

Da die Konsumentenkredite ab dem zweiten Quartal 1990 auch die Kredite ostdeutscher Kreditinstitute umfassen, wurde versucht, diesem statistischen Bruch einmal mit Dummyvariablen, oder alternativ mit der Verwendung gesamtdeutscher Daten für den realen privaten Verbrauch (C) und dem realen verfügbaren Einkommen (YV) zu begegnen. Durch

keine der beiden Vorgehensweisen konnte die Güte der Schätzgleichung verbessert werden. Die Schätzgleichung erwies sich auch gegenüber Variationen des Schätzzeitraums als relativ robust.

Die geschätzte Gleichung bestätigt die Vermutung, daß höhere Kreditzinsen in der Tendenz dämpfend auf die Nachfrage nach kurzfristigen Konsumentenkrediten und in der Konsequenz auch auf die Konsumnachfrage wirken. Die Semizinselastizität der Kreditnachfrage ist mit 0,3 jedoch nicht sehr hoch.

Zur Erklärung der mittel- und langfristigen Konsumentenkredite wird davon ausgegangen, daß diese vorwiegend im Zusammenhang mit dem Erwerb dauerhafter Gebrauchsgüter aufgenommen werden. Da Daten für dauerhafte Konsumgüter erst seit 1980 vorliegen, behelfen wir uns zunächst mit dem gesamten privaten Verbrauch und betrachten zusätzlich die Verwendungskomponenten mit hohem Anteil an Gebrauchsgütern. Als weitere Determinante wird die Gleichgewichtsbeziehung zwischen Konsum und Einkommen berücksichtigt. Der Zusammenhang zwischen dieser Gleichgewichtsbeziehung und der Nachfrage nach Konsumentenkrediten könnte negativ sein, wenn man der Argumentation folgt, daß bei einer schwächeren Einkommensentwicklung zur Aufrechterhaltung des Konsums die Lücke mit Krediten geschlossen wird (Wenke, 1993, 1994). Alternativ ist jedoch auch vorstellbar, daß bei Gleichgewichtsabweichungen der Konsum den neuen Einkommensverhältnissen - unter Umständen mit zeitlichen Verzögerungen - angepaßt wird, was zu einer Abschwächung der Kreditnachfrage führt. Wie die Schätzergebnisse in Tabelle 19 zeigen, dürfte vor allem für langfristige Ausleihungen dem letztgenannten Erklärungszusammenhang höhere Relevanz zukommen. Zusätzlich zur langfristigen Konsum-Einkommensrelation haben kurzfristige Schwankungen des privaten Verbrauchs lediglich auf die mittelfristigen Konsumentenkredite signifikante Auswirkungen.

Langfristige Konsumentenkredite sind deutlich zinssensitiver als Kredite mit mittlerer Laufzeit. Dieses Ergebnis deutet darauf hin, daß mit langfristigen Krediten finanzierte langlebige Gebrauchsgüter, wie etwa Personenkraftwagen, oft dem Ersatz von älteren gleichartigen Gütern dienen. Bei einem als hoch empfundenen Realzins kann die "Ersatzinvestition" daher zeitlich gestreckt werden. Das seit einigen Jahren zu beobachtende Verhalten sogenannter Autokreditbanken, in Verbindung mit dem Erwerb neuer Kraftfahrzeuge niedrigverzinsliche Kredite anzubieten, dürfte jedoch in der Tendenz zu einer gewissen Entkopplung von Kfz-Nachfrage und den "normalen" Kreditzinsen geführt haben.

Faßt man mittel- und langfristige Konsumentenkredite zusammen, so liegen die Parameterschätzwerte durchweg zwischen den entsprechenden Schätzwerten für die Einzelkomponenten. Die kurzfristige Semizinselastizität der Kreditnachfrage wäre danach knapp $\frac{3}{4}$, die langfristige etwa $2\frac{3}{4}$. Wie stark dies auf den privaten Verbrauch durchschlägt, hängt von der Elastizität des privaten Verbrauchs bezüglich der Konsumentenkredite ab. Dieser Zusammenhang wird im nächsten Abschnitt behandelt.

Tabelle 19: Schätzung von Kreditnachfragefunktionen

Erklärende Variablen	Abhängige Variable: $\Delta_4 \ln K$		
	mittelfristige Kredite	langfristige Kredite	mittel und langfristige Kredite
ECT_{t-1}	-0,146 (1,60)	-0,275 (2,53)	-0,207 (2,25)
$\Delta_4 \ln K_{t-1}$	1,339 (16,90)	0,808 (24,27)	0,737 (23,52)
$\Delta_4 \ln K_{t-2}$	-0,566 (8,15)		
$\Delta_4 \ln C_t$	0,380 (3,55)		0,342 (3,23)
$i_t - \pi_t^{e,a}$	-0,351 (2,81)	-1,035 (7,64)	-0,722 (5,96)
Konstante	0,004 (0,54)	0,061 (5,11)	-0,038 (4,62)
D804		0,079 (4,24)	0,035 (2,60)
D902944	0,009 (1,92)	0,021 (3,38)	0,016 (3,55)
\bar{R}^2	0,964	0,935	0,944
DW-Statistik	2,32	2,20	1,55

Schätzzeitraum: 1975:1 - 1994:4; K: Konsumentenkredite, C: privater Verbrauch, YV^* : Verfügbares Einkommen (korrigiert), jeweils real und je Einwohner; i : Zins auf Kontokorrentkredite, $ECT_{t-1} = \sum_{i=1,4} (\ln C_{t-i} - \ln YV_{t-i}^*) / 4$; $\pi^{e,a}$: erwartete Inflationsrate bei adaptiver Erwartung mit $\alpha=0,2$; D804: Dummyvariable für 4. Quartal 1980; D902944: Dummyvariable=1 ab 2. Quartal 1990. t-Werte in Klammern hinter Parameterschätzwerten.

Da nach den Ergebnissen der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe ein Großteil der Konsumentenkredite für Anschaffungen von Autos und Haushaltseinrichtungen aufgenommen wird, wäre zu vermuten, daß sich für diese Verwendungszwecke ein enger Zusammenhang mit der Nachfrage nach Konsumentenkrediten zeigt. Die Untersuchung von Wenke (1993) mit tief gegliederten Gütergruppen bestätigt diese Vermutung. Diese Zusammenhänge werden bei der Zusammenfassung der Güter zu Gütergruppen zum Teil

jedoch verwischt. So ist der geschätzte Einfluß (gemessen an der Elastizität) der Ausgaben für Güter des Verkehrs und der Nachrichtenübermittlung auf die Nachfrage nach mittelfristigen Krediten nicht höher als der Effekt des Aggregats. Überraschenderweise konnte kein signifikanter Einfluß der Ausgaben für Verkehrs- und Nachrichtengüter auf die Nachfrage nach langfristigen Konsumentenkrediten nachgewiesen werden.

3. Zusammenhang zwischen Konsumentenkrediten und privatem Verbrauch

Im letzten Abschnitt wurde der Einfluß des privaten Verbrauchs auf die Nachfrage nach Konsumentenkrediten analysiert. Dabei hat sich einerseits gezeigt, daß Veränderungen des privaten Verbrauchs positiv auf die Wachstumsrate der Konsumentenkredite wirken. Andererseits dämpft ein im Vergleich zum Einkommen zu hohes Konsumniveau die Kreditnachfrage. Dieser Zusammenhang wurde dahingehend interpretiert, daß die privaten Haushalte ihren Konsum der veränderten Einkommenssituation anpassen und damit einhergehend die Kreditnachfrage reduzieren, sei es, weil der Anteil (mit Krediten finanzierter) langlebiger Gebrauchsgüter zurückgefahren wird, sei es, weil dadurch die Lücke zwischen Konsum und Einkommen kleiner wird und dementsprechend die Notwendigkeit der Kreditaufnahme nachläßt. Da die Kreditaufnahme die für Konsumzwecke zur Verfügung stehenden Finanzierungsmittel vergrößert, könnten die Kredite ihrerseits den privaten Verbrauch mitbestimmen. Demnach wäre beispielsweise in den aggregierten Konsumfunktionen die Veränderung der Konsumentenkredite als zusätzlicher Regressor aufzunehmen.

Unter Berücksichtigung der Konsumentenkredite in der Konsumfunktion ergibt sich das folgende interdependente Zwei-Gleichungs-System zur simultanen Erklärung des privaten Verbrauchs (C) und der Konsumentenkredite (K) (vgl. auch Wenke 1993):

$$C = f_1(K, i^l, \dots) \quad \text{und} \quad K = f_2(C, i^k, \dots)$$

Dieses Gleichungssystem enthält als Determinanten zwei Zinssätze i^k und i^l , wobei der Zins in der Kreditnachfragefunktion die Kosten der Kreditaufnahme mißt, der Zins in der Konsumgleichung hingegen die Opportunitätskosten abbildet. Für die empirische Implementierung wurde die Konsumgleichung (a) aus Tabelle 9 um die Veränderungsrate der mittel- und langfristigen Konsumentenkredite erweitert. Die Spezifikation der Kreditnachfragefunktionen wurde aus dem letzten Abschnitt übernommen.

Tabelle 20: Systemschätzung von Kreditnachfrage und privatem Verbrauch

Erklärende Variablen	Konsumfunktion		Kreditnachfragefunktion	
	Abh. Variable: $\Delta_4 \ln C_t$		Abh. Variable: $\Delta_4 \ln K_t$	
$\Sigma (\ln C - \ln YV^*)_{t-i}$	-0,252	(3,81)	-0,210	(2,39)
$\Delta_4 \ln C_t$			0,331	(3,27)
$\Delta_4 \ln C_{t-1}$	0,312	(2,91)		
$\Delta_4 \ln K_t$	0,048	(1,79)		
$\Delta_4 \ln K_{t-1}$			0,739	(24,69)
$\Delta_4 \ln YV^*_t$	0,601	(8,42)		
$\Delta_4 \ln YV^*_{t-1}$	-0,306	(3,35)		
$i_t^l - \pi_t^{e,a}$	-0,231	(2,42)		
$i_t^k - \pi_t^{e,a}$			-0,725	(6,26)
Konstante	-0,010	(1,96)	-0,039	(4,84)
\bar{R}^2	0,773		0,944	
DW-Statistik	1,99		1,65	

Schätzzeitraum: 1975:1-1994:4; Schätzung mit 3SLS, Kreditnachfragefunktion enthält zusätzlich 2 Dummyvariablen (vgl. Tab. 19); K: mittel- und langfristige Kredite; i^l : Umlaufrendite öffentlicher Anleihen; i^k : Zins auf Kontokorrentkredite. t-Werte in Klammern.

Die Schätzergebnisse für dieses Gleichungssystem sind in Tabelle 20 zusammengestellt. Die Schätzung der Parameter erfolgte mit der dreistufigen Methode der kleinsten Quadrate. Der Erklärungsgehalt der Konsumfunktion erhöht sich durch die Berücksichtigung des Kreditvolumens als zusätzliche Bestimmungsgröße, obgleich der Krediteinfluß bei einer geschätzten Elastizität von knapp 0,05 statistisch nur auf dem 10%-Niveau gesichert ist. In dieser um die Kredite erweiterten Konsumfunktion verringert sich die Semizinselastizität geringfügig von 0,28 auf 0,23. Beide Phänomene lassen folgende Interpretationen zu. Die in den Fehlerkorrekturmodellen des 3. Kapitels ausgewiesenen Semizinselastizitäten bilden nicht nur die Bedeutung der Zinsen für die Aufteilung des verfügbaren Einkommens in Konsum und Ersparnis ab, sondern erfassen auch den Einfluß der Zinsen, der über die Kreditnachfrage der privaten Haushalte auf den Konsum wirkt. Durch die Einbeziehung der Kreditvariablen lassen sich diese beiden Effekte trennen. Ein Nachteil dieser

Vorgehensweise ist jedoch, daß Kredit- und Zinsentwicklung hochgradig miteinander korreliert sind, was zu insignifikanten Parametern führen kann, wenn beide Größen als erklärende Variablen in die Konsumfunktion aufgenommen werden.

V. Zinsen, Vermögenseinkommen und privater Verbrauch

1. Entwicklung des privaten Geldvermögens und der Vermögenseinkommen

Wir haben gesehen, daß das verfügbare Einkommen eine wichtige Bestimmungsgröße zur Erklärung des privaten Verbrauchs darstellt. Eine im Zeitablauf immer bedeutender werdende Komponente des verfügbaren Einkommens bilden dabei die Einkommen aus Vermögen. Zinsänderungen führen *ceteris paribus* zu einer Veränderung der Vermögenseinkünfte, was sich entsprechend der Elastizität des Konsums in bezug auf die Vermögenseinkommen in einem positiven Zusammenhang zwischen Zinsen und privatem Verbrauch niederschlägt. In diesem Kapitel wird der Versuch unternommen, diesen Effekt quantitativ abzuschätzen.

Das Bruttogeldvermögen der privaten Haushalte ist in den vergangenen 30 Jahren in Deutschland deutlich stärker gestiegen als das verfügbare Einkommen. Lag die Vermögens-Einkommens-Relation in den sechziger Jahren noch bei etwa 1, so überstieg Anfang der neunziger Jahre das Vermögen das Einkommen um das Doppelte. Mit der überproportionalen Zunahme des Geldvermögens erhöhte sich auch der Anteil der Vermögenseinkommen am verfügbaren Einkommen der privaten Haushalte.¹³ Betrug dieser Anteil im Jahr 1970 lediglich gut 5 %, so stammte im Jahr 1992 bereits jede zehnte Mark des zur Verfügung stehenden Einkommens aus Geldvermögen (Tabelle 21). Dabei ist jedoch zu beachten, daß die Vermögenseinkommen in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen vor Abzug von direkten Steuern nachgewiesen werden (Dorow 1974).

¹³ Die Vermögenseinkommen in der Abgrenzung der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen enthalten auch die Nettopachten sowie Einkommen aus Lizenzen, Patenten u.ä. (Dorow 1974). Diese Einkommen betragen im Jahr 1988 gut 2 Mrd DM oder etwa 2 % der Vermögenseinkommen, wobei die Einkommen aus Lizenzen und Pachten deutlich unter 1 Mrd DM lagen (Schüler und Spies 1991).

Tabelle 21: Zur Entwicklung der Vermögenseinkommen

Jahr	Bruttogeldvermögen zu Tageskursen in Mrd DM	Verfügbares Einkommen in Mrd DM	Vermögenseinkommen in Mrd DM	in % des Verfüg- baren Einkommens
1970	524,3	432,3	23,4	5,4
1975	962,9	696,2	41,1	5,9
1980	1483,5	975,0	73,0	7,5
1985	2214,7	1188,2	109,4	9,2
1990	3005,2	1548,4	152,4	9,8
1992	3551,5	1785,3	186,8	10,5

Quellen: Deutsche Bundesbank (1994): Ergebnisse der gesamtwirtschaftlichen Finanzierungsrechnung für Westdeutschland, 1960 bis 1992; Statistisches Bundesamt: Fachserie 18, Reihe 1.3.

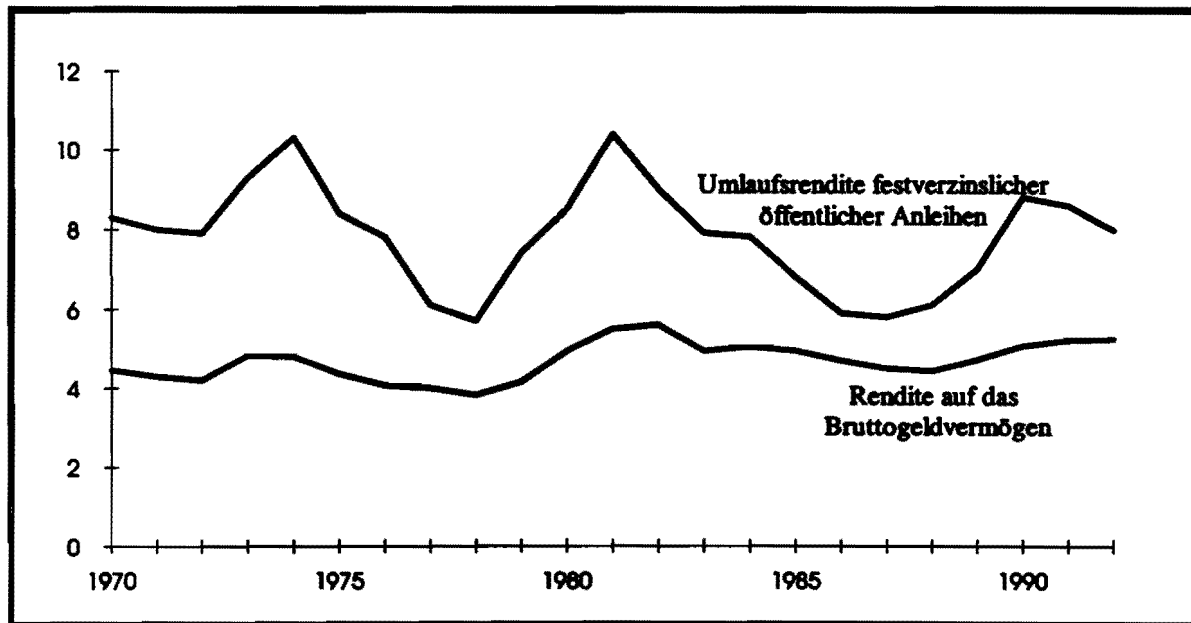
Innerhalb des Geldvermögens kam es dabei zu beträchtlichen Verschiebungen. Machten beispielsweise Ende 1970 die Spareinlagen noch rund zwei Fünftel des Geldvermögens aus, so schmolz ihr Anteil bis zum Jahr 1992 auf unter 20 % ab (Tabelle 22). Die Termingelder (einschließlich Sparbriefe) sowie der Bestand an festverzinslichen Wertpapieren nahmen auf der anderen Seite überproportional zu. Der Anteil der Termingelder erhöhte sich von 1970 bis 1992 auf annähernd den vierfachen Wert, und der Anteil an festverzinslichen Wertpapieren verdreifachte sich nahezu. Diese Umschichtungen aus in der Regel niedrig verzinsten Spareinlagen in mit einem höheren Zins versehene Komponenten kann auch dahingehend gedeutet werden, daß private Haushalte zunehmend bewußter ihre Portefeuilles im Hinblick auf Renditegesichtspunkte zusammenstellen.

Ein Vergleich der implizit aus Geldvermögen (des Vorjahres) und Vermögenseinkommen errechneten Geldvermögensrendite mit der Umlaufrendite öffentlicher Anleihen zeigt eine tendenziell gleichgerichtete Bewegung dieser beiden Größen (vgl. Abbildung 7). Dabei sind die Schwankungen der Geldvermögensrendite deutlich geringer als diejenigen der Umlaufrendite, da die privaten Haushalte bei Marktzinsänderungen nicht ihr gesamtes Vermögen umschichten bzw. umschichten können. Der Abstand zwischen Umlaufrendite und Geldvermögensrendite ist gleichwohl kleiner geworden, was ebenfalls die These einer zunehmend renditebewußteren Anlagestrategie der privaten Haushalte stützt.

Tabelle 22: Zur Struktur des Bruttogeldvermögens der privaten Haushalte (Anteile in %)

Jahr	Geldanlage bei Banken				Sparenlagen				Geldanlage bei			Geldanlage in		Sonstige Forderungen
	Bargeld und Sicht-einlagen	Termingelder (einschl. Sparbriefe)		insgesamt	mit gesetzl. Kündigungsfr.	mit vereinb. Kündigungsfr.	Bauspar-kassen	Versiche-rungen	festverzins-liche Wert-papiere	Aktien	Aktionen	Aktionen		
		insgesamt	kurz-fristige										lang-fristige	
1970	10,6	2,7	1,5	1,2	39,1	23,1	16,0	7,5	14,8	7,7	11,3	6,2		
1971	10,6	3,1	1,6	1,5	39,2	22,8	16,4	7,6	14,8	8,1	10,6	6,1		
1972	10,5	3,8	2,0	1,8	39,1	22,1	17,0	7,7	14,8	8,3	9,9	6,0		
1973	9,8	6,3	4,0	2,4	37,5	20,4	17,1	8,1	15,1	8,6	8,4	6,1		
1974	9,6	7,0	4,2	2,7	37,9	21,2	16,7	8,1	15,4	8,8	6,9	6,4		
1975	9,4	5,0	1,7	3,3	40,1	22,8	17,3	7,8	15,1	9,1	7,3	6,3		
1976	9,1	5,4	1,5	3,9	39,4	22,6	16,8	7,6	15,2	10,7	6,3	6,4		
1977	9,2	6,3	1,6	4,7	38,0	22,8	15,2	7,4	15,3	11,4	5,9	6,4		
1978	9,4	6,9	1,8	5,1	37,3	22,7	14,6	7,4	15,8	10,5	6,0	6,7		
1979	9,1	8,7	2,9	5,8	35,4	21,6	13,8	7,4	16,2	11,1	5,1	7,0		
1980	8,6	10,6	4,1	6,4	33,2	20,6	12,7	7,3	16,6	11,5	4,8	7,5		
1981	7,8	12,4	5,7	6,7	30,5	18,9	11,6	7,1	17,1	13,3	4,1	7,6		
1982	7,6	12,3	5,6	6,7	29,9	19,0	10,9	6,7	17,4	14,3	4,0	7,7		
1983	7,6	11,7	4,7	7,0	29,5	19,4	10,1	6,5	17,9	14,1	5,0	7,8		
1984	7,3	11,8	4,6	7,2	28,3	18,6	9,7	6,0	18,3	15,4	5,1	7,8		
1985	7,0	11,5	4,4	7,1	27,6	18,1	9,5	5,5	18,6	15,0	7,0	7,7		
1986	7,1	11,3	4,2	7,1	27,9	18,3	9,6	5,1	19,2	13,9	7,6	7,8		
1987	7,5	11,4	4,0	7,3	28,4	18,8	9,6	4,8	20,3	14,1	5,6	8,1		
1988	7,8	10,5	3,6	6,9	27,1	18,4	8,7	4,5	20,6	15,0	6,5	8,0		
1989	7,5	11,6	4,9	6,8	24,5	16,6	7,9	4,3	20,9	15,5	7,4	8,2		
1990	7,7	12,8	5,9	6,9	22,6	15,0	7,6	4,1	21,3	16,7	6,4	8,5		
1991	7,5	13,3	6,6	6,6	20,7	13,9	6,8	3,9	21,1	19,3	6,0	8,3		
1992	8,0	13,2	7,1	6,1	19,4	13,1	6,4	3,7	21,2	20,9	5,2	8,4		

Abb. 7: Rendite auf das Geldvermögen und Umlaufrendite öffentl. Anleihen



2. Zinsen und Vermögenseinkommen

In diesem Abschnitt wird der Zusammenhang zwischen der Zinsentwicklung und den Geldvermögenseinkommen der privaten Haushalte analysiert. Zwischen (nominalen) Geldvermögenseinkommen (YGV^n), Geldvermögensrendite (ig) und (nominalen) Bruttogeldvermögen (A^n) besteht folgender definitorischer Zusammenhang:

$$(1) \quad YGV_t^n = ig_t \cdot A_{t-1}^n$$

Aus dieser Gleichung läßt sich demnach die Geldvermögensrendite implizit aus den empirisch gemessenen Geldvermögenserträgen und den ebenso gemessenen Bruttogeldvermögensbeständen ableiten. Zur Abschätzung der Reagibilität der Vermögenseinkommen auf Marktzinsänderungen wird die Entwicklung der durch Gleichung (1) definierten impliziten Geldvermögensrendite in Abhängigkeit der Marktzinsen dargestellt, wobei auch die Struktur der Portefeuilles zu berücksichtigen ist.

In einem ersten Schritt wird hierzu eine hypothetische Geldvermögensrendite (ih) konstruiert, die eine Funktion verschiedener Marktzinsen sowie der Geldvermögensstruktur der privaten Haushalte ist. In einem zweiten Schritt wird die

empirische Vermögensrendite (ig) auf diese hypothetische Größe regressiert. Die hier vorgeschlagene hypothetische Vermögensrendite wird definiert durch

$$(2) \quad ih_t = a_{t-1}^{se} \cdot i_t^{se} + a_{t-1}^{tk} \cdot i_t^{tk} + a_{t-1}^{tl} \cdot \sum_{j=0}^{k_1} q_{1j} \cdot i_{t-j}^{tl} + a_{t-1}^{wp} \cdot \sum_{j=0}^{k_2} q_{2,j} \cdot i_{t-j}^{wp}$$

In dieser Gleichung bezeichnet a^{se} den Anteil der Spareinlagen, a^{tk} den Anteil der kurzfristigen Termineinlagen, a^{tl} den Anteil der langfristigen Termineinlagen und a^{wp} den Anteil festverzinslicher Wertpapiere am Bruttogeldvermögen der privaten Haushalte. Weiterhin steht in dieser Gleichung i^{se} für den Zinssatz auf Spareinlagen, i^{tk} für den Zinssatz auf kurzfristige Termingelder, i^{tl} für den Zinssatz auf Sparbriefe und i^{wp} für die Umlaufrendite öffentlicher Anleihen. Zusätzlich wird durch diese Gleichung berücksichtigt, daß ein Großteil der längerfristigen Anlagen mit einem festen Zinssatz versehen ist. Aus diesem Grund gehen in die Berechnung auch die langfristigen Zinsen der Vorperioden ein. Dabei wird unterstellt, daß der Altersaufbau des Bestandes an längerfristigen Termingeldern und festverzinslichen Wertpapieren durch eine geometrische Lagverteilung beschrieben werden kann, wobei das durchschnittliche "Alter" der Termingelder und Sparbriefe zwei Jahre und das durchschnittliche "Alter" der festverzinslichen Wertpapiere fünf Jahre beträgt. Die Gewichte q_1 bzw. q_2 errechnen sich daher über

$$(3) \quad q_{1,j} = \frac{\theta_1 \cdot (1-\theta_1)^j}{1-(1-\theta_1)^{k_1+1}} \quad \text{bzw.} \quad q_{2,j} = \frac{\theta_2 \cdot (1-\theta_2)^j}{1-(1-\theta_2)^{k_2+1}}$$

Aus den Annahmen über das durchschnittliche "Alter" ergeben sich bei Verwendung von Quartalsdaten für θ_1 und θ_2 die folgenden Werte: $\theta_1=0,12$ und $\theta_2=0,05$. Die Summationsgrenzen werden mit $k_1=20$ bzw. $k_2=40$ festgelegt, was bedeutet, daß längerfristige Termingelder und Sparbriefe nur bis zu einem Alter von 5 Jahren in die Berechnung eingehen und das maximale Alter der hier berücksichtigten festverzinslichen Papiere 10 Jahre beträgt.

Auf der Basis von Quartalszahlen für den Zeitraum 1975 bis 1992 ergeben sich die folgenden Schätzwerte:

$$(4) \quad ig_t = 0,963 + 0,558 \cdot ih_t + 0,455 \cdot ig_{t-1}$$

(4,38) (4,69) (4,16)

$$\bar{R}^2 = 0,915 \quad DW = 1,08$$

Die Schätzgleichung besitzt einen hohen Erklärungsgehalt, die Durbin-Watson-Statistik deutet allerdings auf Autokorrelation in den Residuen hin. Aber auch alternative Spezifikationen führten zu keiner Verbesserung für diese Statistik. Die in einem solchen Fall häufig auch in der Literatur zu findende Vorgehensweise einer formalen autoregressiven Korrektur der Residuen beispielsweise mit dem Verfahren von Cochrane und Orcutt (1949), ohne daß hierfür theoretische Gründe sprechen, wird aus grundsätzlichen Erwägungen nicht vorgenommen (vgl. hierzu vor allem Mizon 1995).

Die geschätzten Parameter haben die theoretisch erwarteten Vorzeichen und Größenordnungen. Legt man die Struktur des Bruttogeldvermögens im Jahr 1992 zugrunde, so würde sich nach dieser Gleichung bei einem Anstieg aller Marktzinsen um einen Prozentpunkt die Geldvermögensrendite längerfristig um einen halben Prozentpunkt erhöhen. Durch die Konstante werden u.a. die Erträge weiterer zinstragender Titel erfaßt, die hier nicht berücksichtigt wurden, und deren Renditen im Zeitablauf weitaus weniger schwanken, wie etwa Zinsgutschriften auf Sichteinlagen sowie Geldanlagen bei Bausparkassen und Versicherungen.

Wie stark schlagen sich Marktzinsänderungen auf die Geldvermögenseinkommen nieder? Geht man wieder von der Struktur des Jahres 1992 aus, so würde der unterstellte Anstieg aller Marktzinsen um einen Prozentpunkt auf längere Sicht die Geldvermögenseinkommen um 18 Mrd DM pro Jahr oder knapp 10 % erhöhen. Das verfügbare Einkommen der privaten Haushalte würde dann um 1 % steigen, und der private Verbrauch würde ebenfalls deutlich zunehmen. Diese Zahlen zeigen, daß den kontraktiven Effekten höherer Zinsen ein nicht zu vernachlässigender expansiver Impuls durch die höheren Vermögenseinkommen entgegensteht.

VI. Simulationsstudien

In den vorangegangenen Kapiteln wurden verschiedene Kanäle analysiert, über die Zinsen Einfluß auf den privaten Verbrauch nehmen können. Zu nennen sind dabei die Auswirkungen von Zinsänderungen auf die Nachfrage nach Konsumentenkrediten und die Bedeutung des Zinsniveaus für die Vermögenseinkommen. Darüber hinausgehende Einflußfaktoren, vor allem der Einfluß der Zinsen auf die Aufteilung der laufenden Einkommen in Konsum und Ersparnis, wurden über eine Zinsvariable in der Konsumfunktion aufgefangen. Ziel dieses Kapitels ist sowohl eine Quantifizierung der Einzeleffekte im Zeitablauf als auch eine Abschätzung der Gesamtwirkungen von Zinsänderun-

gen auf den privaten Verbrauch. Hierzu bietet sich das Instrumentarium der Modellsimulation an, das insbesondere erlaubt, den Zinseinfluß formal in seine Komponenten zu zerlegen.

Das ökonometrische Modell umfaßt eine Konsumfunktion, eine Kreditnachfragefunktion und eine Funktion zur Erklärung der privaten Geldvermögensrendite. Ergänzt wird das Modell durch einige Definitionsgleichungen, etwa für das Verfügbare Einkommen und für das Geldvermögen der privaten Haushalte. Zinsänderungen beeinflussen in diesem Modell das Verfügbare Einkommen über die Vermögenseinkommen. Durch die Einbeziehung einer Definitionsgleichung für das Geldvermögen werden auch durch Zinsvariationen ausgelöste Veränderungen im Geldvermögensbestand berücksichtigt. Tabelle 23 faßt die Gleichungen des Modells zusammen. Der Vorteil der Analyse mit diesem Modell im Vergleich zu einer Untersuchung mit einem gesamtwirtschaftlichen Kreislaufmodell ist darin zu sehen, daß hier nur die Effekte von Zinsänderungen auf den privaten Verbrauch eingehen, die zum Entscheidungskranz der privaten Haushalte zu rechnen sind. Kreislaufwirkungen, wie etwa mögliche Effekte auf die Beschäftigung mit entsprechenden Konsequenzen für die Lohneinkommen, werden so bewußt ausgeklammert. Unberücksichtigt bleibt in dieser Simulation auch der Einfluß des Zinsschocks auf die Preisentwicklung.

Im Rahmen der Simulationsstudien wird unterstellt, daß ein temporärer Schock auf das (nominale) Zinsniveau wirkt. Nach einem Jahr kehren die Zinsen auf ihr Niveau aus der Basislösung zurück. Da in das Modell verschiedene Zinsvariablen eingehen, die in der Vergangenheit sowohl durch unterschiedliche Niveaus als auch durch eine unterschiedliche Variabilität gekennzeichnet waren, wurden die durch den hypothetischen Schock ausgelösten Änderungen der einzelnen Zinssätze "normiert". In dem Simulationsexperiment gehen wir daher davon aus, daß für die Dauer von einem Jahr die Umlaufrendite öffentlicher Anleihen um einen Prozentpunkt, der Zinssatz für Kontokorrentkredite um 1,67 Prozentpunkte, die Sparzinsen um 0,70 Prozentpunkte, die kurzfristigen Termingelder um 1,5 Prozentpunkte und der Zins für Sparbriefe um einen Prozentpunkt über dem Wert der Referenzlösung liegen. Die Wirkungen dieses Schocks auf den privaten Verbrauch lassen sich durch die Abweichungen von der Referenzentwicklung beschreiben.

Tabelle 23: Das ökonometrische Modell

1. Privater Verbrauch, real

$$\Delta_4 \ln C_t = \beta_{10} + \beta_{11} \sum_{i=1,4} (\ln C_{t-i} - \ln YV_{t-i}^*) / 4 + \beta_{12} \Delta_4 \ln C_{t-1} + \beta_{13} \Delta_4 \ln K_t \\ + \beta_{14} \Delta_4 \ln YV_t^* + \beta_{15} \Delta_4 \ln YV_{t-1}^* + \beta_{16} (i_t^{wp} - \pi_t^{e,a})$$

2. Konsumentenkredite, real

$$\Delta_4 \ln K_t = \beta_{20} + \beta_{21} \sum_{i=1,4} (\ln C_{t-i} - \ln YV_{t-i}^*) / 4 + \beta_{22} \Delta_4 \ln K_{t-1} + \beta_{23} \Delta_4 \ln C_t \\ + \beta_{24} (i_t^k - \pi_t^{e,a}) + \beta_{25} DUM804_t + \beta_{26} DUM902944_t$$

3. Geldvermögensrendite

$$ig_t = \beta_{30} + \beta_{31} ih_t + \beta_{32} ig_{t-1}$$

4. Hypothetische Geldvermögensrendite

$$ih_t = a_{t-1}^{se} \cdot i_t^{se} + a_{t-1}^{tk} \cdot i_t^{tk} + a_{t-1}^{tl} \cdot \sum_{j=0}^{k_1} q_{1j} \cdot i_{t-j}^{tl} + a_{t-1}^{wp} \cdot \sum_{j=0}^{k_2} q_{2j} \cdot i_{t-j}^{wp}$$

5. Geldvermögensseinkommen, nominal

$$YGV_t^n = ig_t \cdot A_{t-1}^n \cdot 0,25$$

6. Geldvermögen, nominal

$$A_t^n = A_{t-1}^n + (P_t \cdot Y_t + YGV_t^n - P_t \cdot C_t)$$

7. Verfügbares Einkommen, real

$$YV_t^* = Y_t + YGV_t^n / P_t - \pi_t^{e,a} \cdot (A_{t-1}^n / P_{t-1})$$

Exogene Variablen

Y Nicht-Vermögenseinkommen, real

P Deflator des privaten Verbrauchs

$\pi^{e,a}$ Erwartete Inflationsrate

a Anteile am Geldvermögen der privaten Haushalte
(se: Spareinlagen, tk: kurzfristige Termingelder einschl. Sparbriefe, tl: langfristige Termingelder einschl. Sparbriefe, wp: festverzinsliche Wertpapiere)

i Nominalzinsen

(wp: Umlaufrendite öffentlicher Anleihen, k: Satz für Kontokorrentkredite, se: Satz auf Spareinlagen, tk: Satz für kurzfristige Termingelder, tl: Satz für Sparbriefe)

q Gewichte, vgl. Gleichung (3) in Kapitel V.

Parameterschätzwerte

Siehe Tabelle 20 sowie Gleichung (4) in Kapitel V.

Die Ergebnisse dieses Simulationsexperiments sind in Tabelle 24 zusammengestellt. Dabei wurde der Gesamteffekt von temporären Zinsänderungen auf den privaten Verbrauch zusätzlich in drei Komponenten zerlegt. Der "direkte Einfluß" umfaßt diejenigen Wirkungen, die sich aufgrund einer Variation der Zinsvariablen i^{WP} in der Konsumfunktion ergeben. Der Kreditkostenkanal gibt die Auswirkungen auf den privaten Verbrauch an, die sich durch eine Veränderung des Zinses für Kontokorrentkredite in der Kreditnachfragefunktion ergeben. Der Vermögenseinkommenskanal schließlich umfaßt den Einfluß von Zinsänderungen auf den privaten Verbrauch, der sich über die Geldvermögensrendite und den dadurch ausgelösten Veränderungen bei Geldvermögens- sowie verfügbarem Einkommen entfaltet.

Tabelle 24: Wirkungen eines temporären Zinsschocks auf den privaten Verbrauch

Jahr	Wirkung über			Gesamteffekt
	direkten Einfluß	Kreditkosten	Vermögens- einkommen	
1	- 0,27	- 0,14	0,23	- 0,18
2	- 0,21	- 0,21	0,19	- 0,23
3	- 0,13	- 0,17	0,15	- 0,14
4	- 0,07	- 0,11	0,12	- 0,05
5	- 0,03	- 0,06	0,10	0,00
6	- 0,01	- 0,03	0,07	0,03
7	0	- 0,01	0,06	0,04

Zinsschock in Jahr 1; Abweichung des realen privaten Verbrauchs von der Basislösung in %.

Nach den Simulationsrechnungen wäre das Konsumniveau bei einem einjährigen Zinsschock über vier Jahre hinweg niedriger als in einer Situation ohne Zinsschock. Anschließend würden sich hingegen für einige Jahre leicht expansive Effekte ergeben. Dies liegt darin begründet, daß Geldanlagen aus dem Jahr mit höheren Zinsen auch in den Folgejahren höhere Erträge abwerfen. Im Zeitablauf würde aber auch dieser Effekt abklingen, so daß gemäß der im Modell integrierten langfristigen Beziehung zwischen Konsum und verfügbarem Einkommen sowie der Hypothese, daß temporäre Zinsvariationen keine

längerfristigen Wirkungen ausüben, die Verbrauchsausgaben der privaten Haushalte langfristig wieder auf das Referenzniveau einschwenken würden.

Was die kontraktiven Auswirkungen von höheren Zinsen anbelangt, so überwiegt im Jahr des Zinsschocks der "direkte Einfluß" die Wirkungen, die sich aus den erhöhten Kreditkosten ergeben. In den Folgejahren dominiert dann der Kreditkostenkanal. Wenig plausibel ist dabei jedoch, daß für diesen Wirkungskanal die Abweichungen von der Basislösung im zweiten Jahr größer sein sollen als im Jahr des Zinsschocks. Statt eines solchen Verlaufsmusters, das formal eine Folge der Lagstruktur in der Konsum- und in der Kreditnachfragefunktion ist, wäre zu erwarten gewesen, daß die dämpfenden Wirkungen auf den privaten Verbrauch aufgrund der höheren Kreditkosten im ersten Jahr am ausgeprägtesten sind.

Nach den Simulationsrechnungen ist in den ersten beiden Jahren aufgrund der beiden kontraktiven Effekte mit einem - im Vergleich zur Referenzentwicklung - um rund 0,4 % geringeren Konsumniveau zu rechnen. Zu beachten ist dabei jedoch, daß dieser retardierende Einfluß auf den Konsum durch die veränderten Vermögenseinkommen etwa zur Hälfte ausgeglichen wird. Per Saldo dürfte daher die kurzfristige Semizinselastizität des privaten Verbrauchs bei etwa 0,2 % liegen. Durch Simulationsrechnungen mit Alternativmodellen, die andere Spezifikationen der Konsumfunktion enthielten, konnten diese Ergebnisse im wesentlichen bestätigt werden, zum Teil ergaben sich aber auch niedrigere Gesamteffekte (zwischen 0,1 % und 0,15 %).

Die Simulationsstudien machen deutlich, daß aus den geschätzten Semizinselastizitäten der Konsumfunktion - auch unter Berücksichtigung der Zinswirkungen über die Aufnahme von Konsumentenkrediten - die Zinsreagibilität des privaten Verbrauchs in Deutschland zu hoch eingeschätzt wird, da ein bedeutender Aspekt, nämlich der Einfluß der Zinsen auf die Geldvermögenseinkommen, unberücksichtigt bleibt. In Zukunft dürfte dieser Kanal mit zunehmendem Anteil der Vermögenseinkünfte am Verfügbaren Einkommen sogar noch an Gewicht gewinnen.

VII. Zusammenfassung und Fazit

Zinsen spielen in Deutschland für die Entwicklung des privaten Verbrauchs nur eine untergeordnete Rolle. Nach den hier vorgelegten Schätzungen und Simulationsstudien dürfte die Semizinselastizität unter Berücksichtigung des Einkommenseffektes etwa 0,2 betragen. Die Simulationsstudien deuten darauf hin, daß in den ersten Jahren nach einem Zinsschock der

Substitutionseffekt den Einkommenseffekt übersteigt. Im Vergleich zu den Substitutionswirkungen halten die Einkommenswirkungen jedoch länger an, so daß insgesamt nach einigen Jahren sogar leicht positive Zinseffekte auf den privaten Verbrauch resultieren.

Aus zeitreihenanalytischen Tests läßt sich folgern, daß die Zinsen in Deutschland - sowohl nominal als auch real - stationäre Variablen darstellen, der private Verbrauch hingegen einen stochastischen Trend aufweist. Demnach können Zinsen lediglich die kurzfristige Dynamik des Konsums beeinflussen; die langfristige Entwicklung des privaten Verbrauchs wird von anderen Größen determiniert. Damit ist auch die private Ersparnis als Spiegelbild des privaten Verbrauchs langfristig zinsunelastisch.

Im einzelnen konnte für die intertemporale Substitutionselastizität kein signifikant von Null verschiedener Wert nachgewiesen werden. Daraus sollte jedoch nicht der Schluß gezogen werden, daß intertemporale Substitution für den Konsum in Deutschland keine Relevanz besitzt. Vielmehr sollten für die Behandlung dieser Fragestellung mikroökonomische Daten der Analyse zugrundegelegt werden, wie auch Studien für andere Länder gezeigt haben. Mit Konsumfunktionen in Fehlerkorrekturdarstellung wurden für die kurzfristige Semizinselastizität Werte zwischen 0,2 und 0,4 ermittelt. Dabei ist jedoch zu beachten, daß diese Zahlen nur die Substitutionswirkungen abbilden, nicht aber den in entgegengesetzter Richtung wirkenden Einkommenseinfluß umfassen, der einen beachtlichen Teil der Substitutionswirkungen aufwiegt. Ein Großteil der Substitutionswirkungen von Zinsänderungen dürfte über veränderte Kreditkosten zum Tragen kommen, da die Nachfrage nach Konsumentenkrediten in hohem Maße zinssensitiv reagiert.

Die Analyse des disaggregierten privaten Verbrauchs hat ergeben, daß unter den Verwendungskomponenten vor allem die Ausgaben für Verkehr und Nachrichtenübermittlung zinsreagibel sind. Negative Zinseinflüsse konnten darüber hinaus auch noch für die Ausgaben für Bildung, Unterhaltung und Freizeit sowie für die Nachfrage nach Gütern für die persönliche Ausstattung nachgewiesen werden. Die Ergebnisse für die Nachfrage nach Gütern für die Haushaltsführung waren hingegen nicht eindeutig. Die Untersuchung der nach Dauerhaftigkeit gegliederten Gütergruppen zeigte - was aber wegen der Kürze des Beobachtungszeitraums mit einer gewissen Vorsicht interpretiert werden sollte - lediglich bei dauerhaften Gütern einen Einfluß der Realzinsen, wobei jedoch für einige Jahre (1986 und Anfang der neunziger Jahre) der Zinseinfluß "verschwand".

Gestützt werden die Ergebnisse der disaggregierten Analyse durch Zahlen aus der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe, wonach ein Großteil der Konsumentenkredite für

den Erwerb von Kraftfahrzeugen, für Möbelkauf und sonstige Anschaffungen aufgenommen wird. Die zunehmende Präferenz zugunsten längerfristiger Verpflichtungen dürfte dabei in der Tendenz zu einer im Zeitablauf abnehmenden Empfindlichkeit der privaten Haushalte gegenüber kurzfristigen Zinsschwankungen geführt haben. Dem steht jedoch die in Relation zum verfügbaren Einkommen gestiegene Verschuldung der privaten Haushalte mit Konsumentenkrediten entgegen.

Für die Geldpolitik läßt sich aus den hier vorgelegten empirischen Ergebnissen die Schlußfolgerung ableiten, daß eine Veränderung der Notenbankzinssätze kein geeignetes Mittel zur Belebung oder Dämpfung der privaten Verbrauchskonjunktur darstellt. Dies gilt schon angesichts der insgesamt vergleichsweise geringen Zinsreagibilität; diese bezieht sich zudem weitgehend auf längerfristige Zinsen, von denen durchaus nicht sicher ist, daß sie sich in ihrer Richtung, geschweige denn im Ausmaß im Einklang mit den weitgehend von der Notenbank determinierten kurzfristigen Zinsen bewegen.

In dieser Arbeit konnten nicht alle Aspekte, die für den Zusammenhang zwischen Zinsen und privatem Verbrauch relevant sind, mit der gebührenden Intensität dargestellt werden. Erwähnt haben wir bereits die mögliche Ergänzung durch Kohorten- bzw. Mikrodatenanalysen, wodurch der Heterogenität der Wirtschaftssubjekte und der ungleichen Einkommens- und Vermögensverteilung Rechnung getragen werden kann (Fortin 1995, Jappelli 1995). Eine lohnenswerte Forschungsrichtung wäre sicherlich auch die Berücksichtigung der Nachfrage der privaten Haushalte nach Wohneigentum. Dabei müßte man - abweichend von unserer Vorgehensweise und der Sektorenabgrenzung der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen - sowohl in der Nutzenfunktion als auch in der Budgetrestriktion der privaten Haushalte das Wohnungsvermögen aufnehmen (Miles 1992, Pain und Westaway 1994). Aus methodischer Sicht ist schließlich an die Anwendung neuerer ökonomischer Verfahren zu denken, wie etwa die Berücksichtigung saisonaler Kointegrationsbeziehungen in den Schätzgleichungen (Boswijk und Franses 1995, Franses und Paap 1995, Harvey und Scott 1994). Die Behandlung dieser Themen bleibt zukünftigen Forschungsaktivitäten vorbehalten.

Literaturverzeichnis

- Alston, Julian M., Foster, Kenneth A., Green, Richard D. (1994): Estimating Elasticities with the Linear Approximate Almost Ideal Demand System: Some Monte Carlo Results, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 76, 351-356.
- Ando, Albert, Modigliani, Franco (1963): The 'Life-Cycle' Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests, *American Economic Review*, Vol. 53, 55-84.
- Attanasio, Orazio P., Browning, Martin (1995): Consumption over the Life Cycle and over the Business Cycle, *American Economic Review*, Vol. 85, 1118-1137.
- Attanasio, Orazio P., Weber, Guglielmo (1993): Consumption Growth, the Interest Rate and Aggregation, *Review of Economic Studies*, Vol. 60, 631-650.
- Attanasio, Orazio P., Weber, Guglielmo (1995): On the Aggregation of Euler Equations for Consumption in Simple Overlapping-Generations Models, *Economica*, Vol. 62, 565-576.
- Bayoumi, Tamim (1993a): Financial Deregulation and Consumption in the United Kingdom, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 75, 536-539.
- Bayoumi, Tamim (1993b): Financial Deregulation and Household Saving, *Economic Journal*, Vol. 103, 1432-1443.
- Bean, Charles R. (1986): The Estimation of 'Surprise' Models and the 'Surprise' Consumption Function, *Review of Economic Studies*, Vol. 53, 497-516.
- Berg, Lennart, Bergström, Reinhold (1995): Housing and Financial Wealth, Financial Deregulation and Consumption - The Swedish Case, *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 97, 421-439.
- Bernanke, Ben (1985): Adjustment Costs, Durables and Aggregate Consumption, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 15, 41-68.
- Bhatia, Kul B. (1972): Capital Gains and the Aggregate Consumption Function, *American Economic Review*, Vol. 62, 866-879.
- Bierens, Herman J., Guo, Shengyi (1993): Testing Stationarity and Trend Stationarity against the Unit Root Hypothesis, *Econometric Reviews*, Vol. 12, 1-32.
- Blundell, Richard, Browning, Martin, Meghir, Costas (1994): Consumer Demand and the Life-Cycle Allocation of Household Expenditure, *Review of Economic Studies*, Vol. 61, 57-80.
- Blundell-Wignall, Adrian, Browne, Frank, Tarditi, Alison (1995): Financial Liberalization and the Permanent Income Hypothesis, *The Manchester School*, Vol. 63, 125-144.
- Boswijk, H. Peter, Franses, Philip Hans (1995): Testing for Periodic Integration, *Economics Letters*, Vol. 48, 241-248.

- Brodin, P. Anders, Nymoen, Ragnar (1992): **Wealth Effects and Exogeneity: The Norwegian Consumption Function 1966(1) - 1989(4)**, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, 431-454.
- Campbell, John Y. (1987): **Does Saving Anticipate Declining Labour Income? An Alternative Test of the Permanent Income Model**, *Econometrica*, Vol. 55, 1249-1273.
- Campbell, John Y., Mankiw, N. Gregory (1989): **Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence**, in: Blanchard, O., Fischer, S.: *NBER Macroeconomics Annual 1989*, MIT Press, 64-102.
- Campbell, John Y., Mankiw, N. Gregory (1990): **Permanent Income, Current Income, and Consumption**, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 8, 265-279.
- Carroll, Christopher D. (1994): **How Does Future Income Affect Current Consumption**, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, 111-147.
- Cochrane, D., Orcutt, G.H. (1949): **Application of Least Squares to Relationships Containing Autocorrelated Error Terms**, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 44, 32-61.
- Davidson, James E.H., Hendry, David F., Srba, Frank, Yeo, Stephen (1978): **Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom**, *Economic Journal*, Vol. 88, 661 - 692.
- Deaton, Angus S. (1972): **Wealth Effects on Consumption in a Modified Life-Cycle Model**, *Review of Economic Studies*, Vol. 39, 443-454.
- Deaton, Angus S. (1977): **Involuntary Saving Through Unanticipated Inflation**, *American Economic Review*, Vol. 67, 899-910.
- Deaton, Angus (1991): **Saving and Liquidity Constraints**, *Econometrica*, Vol. 59, 1221-1248.
- Deaton, Angus (1992): **Understanding Consumption**, Clarendon Press, Oxford.
- Deaton, Angus, Muellbauer, John (1980a): **An Almost Ideal Demand System**, *American Economic Review*, Vol. 70, 312-326.
- Deaton, Angus, Muellbauer, John (1980b): **Economics and Consumer Behavior**, Cambridge University Press, Cambridge.
- Deutsche Bundesbank (1993): **Zur längerfristigen Entwicklung der Konsumentenkredite und der Verschuldung der privaten Haushalte**, *Monatsbericht*, 45. Jg., Nr. 4, 19-32.
- Deutsche Bundesbank (1994): **Ergebnisse der gesamtwirtschaftlichen Finanzierungsrechnung für Westdeutschland 1960 bis 1992**.

- Dickey, David A., Fuller, Wayne A. (1981): Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, Vol. 49, 1057-1072.
- Diewert, W.E. (1971): An Application of the Shephard Duality Theorem: A Generalized Leontief Production Function, *Journal of Political Economy*, Vol. 79, 481-507.
- Dorow, Frank (1974): Vermögenseinkommen und Unternehmensgewinne 1960 bis 1972, *Ergebnisse der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen, Wirtschaft und Statistik*, Heft 4/1974, 246-259.
- Drobny, A., Hall, S.G. (1989): An Investigation of the Long-run Properties of Aggregate Non-durable Consumer Expenditure in the UK, *Economic Journal*, Vol. 99, 454-460.
- Engle, Robert, Granger, Clive (1987): Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, Vol. 55, 251-276.
- Euler, Manfred (1995): Vermögen und Schulden privater Haushalte 1993. Ein erster Vergleich zwischen Ost und West, *Sparkasse*, 112. Jg., 151-163.
- Favero, Carlo (1993): Error Correction and Forward Looking Models for UK Consumers' Expenditure, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 55, 453-472.
- Flaig, Gebhard (1988): Einkommen, Zinssatz und Inflation. Ein Beitrag zur Erklärung von Konsumwachstumsschwankungen, in: Bombach, G., Gahlen, B., Ott, A.E. (Hrsg.): *Geldtheorie und Geldpolitik, Schriftenreihe des Wirtschaftswissenschaftlichen Seminar Ottobeuren*, Band 17, Tübingen, 291-314.
- Flavin, Marjorie (1981): The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income, *Journal of Political Economy*, Vol. 89, 974-1009.
- Fortin, Nicole M. (1995): Heterogeneity Biases, Distributional Effects, and Aggregate Consumption, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 10, 287-311.
- Franses, Philip Hans, Paap, Richard (1995): Seasonality and Stochastic Trends in German Consumption and Income, 1960.1 - 1987.4, *Empirical Economics*, Vol. 20, 109-132.
- Friedman, Milton (1957): *A Theory of the Consumption Function*, Princeton University Press, Princeton.
- Goodfriend, Marvin (1992): Information-Aggregation Bias, *American Economic Review*, Vol. 81, 508-519.
- Guttman, Edeltraud (1995): Geldvermögen und Schulden privater Haushalte Ende 1993. Ergebnisse der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe, *Wirtschaft und Statistik*, Heft 5/1995, 391-399.
- Hall, Robert E. (1978): Stochastic Implications of the Life-Cycle Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence, *Journal of Political Economy*, Vol. 86, 971-987.

- Hall, Robert E. (1988): *Intertemporal Substitution in Consumption*, *Journal of Political Economy*, Vol. 96, 339-357.
- Hamer, Günter, Müller-Nagell, Helmut (1963): *Der Private Verbrauch nach Verwendungszwecken und Lieferbereichen*, *Wirtschaft und Statistik*, Heft 12/1963, 714-728.
- Hansen, Gerd (1984): *Der Einfluß von Zinsen und Preisen auf die Ersparnisse und die Nachfrage nach dauerhaften Gütern in der Bundesrepublik 1961-1981*, *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, 227-249.
- Hansen, Gerd (1985): *Die Nachfrage nach nichtdauerhaften Gütern*, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Vol. 200, 27-40.
- Hansen, Gerd (1993): *Quantitative Wirtschaftsforschung*, Vahlen, München.
- Harvey, Andrew, Scott, Andrew (1994): *Seasonality in Dynamic Regression Models*, *Economic Journal*, Vol 104, 1324-1345.
- Hendry, David F., von Ungern-Sternberg, Thomas (1981): *Liquidity and Inflation Effects on Consumers' Expenditures*, in: Deaton, Angus S. (ed.), *Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behaviour in Honour of Sir Richard Stone*, Cambridge, 237-260.
- Hicks, J.R. (1950): *Value and Capital*, Clarendon Press, Oxford.
- Hubbard, R. Glenn, Skinner, Jonathan, Zeldes, Stephen P. (1995): *Precautionary Saving and Social Insurance*, *Journal of Political Economy*, Vol. 103, 360-399.
- Jappelli, Tullio (1995): *The Age-Wealth Profile and the Life-Cycle-Hypothesis: A Cohort Analysis with a Time Series of Cross-Sections of Italian Households*, CEPR-Discussion-Paper No 1251.
- Jappelli, Tullio, Pagano, Marco (1989): *Consumption and Capital Market Imperfections: An International Comparison*, *American Economic Review*, Vol. 79, 1088-1105.
- Jappelli, Tullio, Pagano, Marco (1994): *Saving, Growth, and Liquidity Constraints*, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, 83-109.
- Johansen, Søren (1988): *Statistical Analysis of Cointegration Vectors*, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, 231-254.
- Johansen, Søren (1991): *Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models*, *Econometrica*, Vol. 59, 1551-1580.
- Jump, Gregory V. (1980): *Interest Rates, Inflation, Expectations, and Spurious Elements in Measured Real Income and Saving*, *American Economic Review*, Vol. 70, 990-1004.
- Kaehler, Jürgen, Korn, Olaf (1995): *Wirkungszusammenhänge zwischen Zinsen und makroökonomischer Aktivität*, Nomos, Baden-Baden.

- Karmann, Alexander, Nakhaeizadeh, Gholamreza (1988): Erwartungsbildung und aggregierter Konsum-Einkommen-Prozeß, Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Bd. 204, 120-139.
- Keynes, John Maynard (1936): The General Theory of Employment, Interest, and Money, MacMillan, London.
- Kremers, Jeroen J.M., Ericsson, Neil R., Dolado, Juan J. (1992): The Power of Cointegration Tests, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 54, 325-348.
- Kwiatkowski, Denis, Phillips, Peter C.B., Schmidt, Peter, Shin, Yongcheol (1992): Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root, Journal of Econometrics, Vol. 54, 159-178.
- Lob, Matthias (1994): Kointegration und Granger-Kausalität, Schulz-Kirchner, Idstein.
- Lucas, Robert E. Jr. (1976): Econometric Policy Evaluation: A Critique, Journal of Monetary Economics, Supplement: The Phillips Curve and Labour Markets, 19-46.
- Lützel, Heinrich (1993): Revidiertes System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen, Wirtschaft und Statistik, Heft 10/1993, 711-722.
- MacKinnon, James G. (1991): Critical Values for Cointegration Tests, in: Engle, R.F., Granger, C.W.J. (eds.), Long-Run Economic Relationships, Oxford University Press, 267-275.
- Mankiw N. Gregory (1982): Hall's Consumption Hypothesis and Durable Goods, Journal of Monetary Economics, Vol. 10, 417-425.
- Mankiw, N. Gregory, Rotemberg, Julio J., Summers, Lawrence H. (1985): Intertemporal Substitution in Macroeconomics, Quarterly Journal of Economics, Vol. 100, 225-251.
- Mariger, Randall P. (1987): A Life-Cycle Consumption Model with Liquidity Constraints: Theory and Empirical Results, Econometrica, Vol. 55, 533-557.
- Masson, Paul, Symansky, Steven, Meredith, Guy (1990): Multimod Mark II: A Revised and Extended Model, Occasional Paper No. 71, International Monetary Fund, Washington.
- Miles, David (1992): Housing Markets, Consumption and Financial Liberalization in the Major Economies, European Economic Review, Vol. 36, 1093-1136
- Mizon, Grayham E. (1995): A Simple Message for Autocorrelation Correctors: Don't, Journal of Econometrics, Vol. 69, 267-288.
- Modigliani, Franco, Brumberg, Richard (1952): Utility Analysis and Aggregate Consumption Functions, Discussion Paper, Veröffentlicht in: Abel, Andrew (Hrsg.): The Collected Papers of Franco Modigliani, Volume 2, The Life Cycle Hypothesis of Saving, Cambridge, London 1980, 128-197.

- Molana, Hassan (1991): **The Time Series Consumption Function: Error Correction, Random Walk and the Steady-State**, *Economic Journal*, Vol. 101, 382-403.
- Muellbauer, John (1983): **Surprises in the Consumption Function**, *Economic Journal, Supplement*, Vol. 93, 34-50.
- Muellbauer, John, Lattimore, Ralph (1995): **The Consumption Function: A Theoretical and Empirical Overview**, in: Pesaran, M. Hashem, Wickens, Mike (Hrsg.): *Handbook of Applied Econometrics*, Blackwell, Oxford & Cambridge, 221-311.
- Ng, Serena (1995): **Testing for Homogeneity in Demand System when the Regressors are Nonstationary**, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 10, 147-163.
- Nicoletti-Altimari, Sergio, Thomson, Mary D. (1995): **The Effect of Liquidity Constraints on Consumption and Labor Supply: Evidence from Italian Households**, *Banca d'Italia, Temi di discussione No. 252*.
- Oberheitmann, Andreas, Wenke, Martin (1994): **Strukturveränderungen des westdeutschen Privaten Verbrauchs**, *RWI-Mitteilungen*, 45. Jg., 103-126.
- Pain, Nigel, Westaway, Peter (1994): **Housing, Consumption and Borrowing: An Econometric Model of Personal Sector Behaviour**, Working Paper, National Institute of Economic and Social Research, London.
- Pischke, Jörn-Steffen (1995): **Individual Income, Incomplete Information, and Aggregate Consumption**, *Econometrica*, Vol. 63, 805-840.
- Ramser, Hans Jürgen (1988), **Korreferat zu Flaig, G. (1988)**, in: Bombach, G., Gahlen, B, Ott, A.E. (Hrsg.), *Geldtheorie und Geldpolitik*, Tübingen 1988, 315-318.
- Schäfer, Dieter, Bolleyer, Rita (1993): **Gebrauchsvermögen privater Haushalte**, *Wirtschaft und Statistik*, Heft 8/1993, 527-537.
- Schüler, Klaus, Spies, Veronika (1991): **Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen**, *Wirtschaft und Statistik*, Heft 10/1991, 653-666.
- Shea, John (1995): **Myopia, Liquidity Constraints, and Aggregate Consumption: A Simple Test**, *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 27, 798-805.
- Siegel, Jeremy J. (1979): **Inflation-induced Distortions in Government and Private Saving Statistics**, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 61, 83-90.
- Skinner, Jonathan S. (1988): **Risky Income, Life-Cycle Consumption, and Precautionary Savings**, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22, 237-255.
- Spiro, Alan (1962): **Wealth and the Consumption Function**, *Journal of Political Economy*, Vol. 70, 339-354.

- Statistisches Bundesamt: Wirtschaftsrechnungen, Fachserie 15, Einkommens- und Verbrauchsstichprobe, Heft 2, Vermögensbestände und Schulden privater Haushalte, verschiedene Jahrgänge.
- Statistisches Bundesamt (1995): Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Fachserie 18, Reihe 1.3, Konten und Standardtabellen, 1994, Hauptbericht.
- Stock, James H., West, Kenneth D. (1988): Integrated Regressors and Tests of the Permanent-Income Hypothesis, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 21, 85-95.
- Stone, Richard (1953): *The Measurement of Consumers' Expenditure and Behaviour in the United Kingdom, 1920 - 1938*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Ungern-Sternberg, Thomas von (1981): Inflation and Savings: International Evidence on Inflation-induced Income Losses, *Economic Journal*, Vol. 91, 961-976.
- Wenke, Martin (1993): Empirische Überprüfung des Zusammenhangs von Neuverschuldung und Gebrauchsgüternachfrage privater Haushalte in Westdeutschland, *RWI-Mitteilungen*, 44. Jg., 319-344.
- Wenke, Martin (1994): Einflußfaktoren der Neuverschuldung westdeutscher Privathaushalte, *Die Bank*, Nr. 7, 384-390.
- Wickens, Mike R., Molana, Hassan (1984): Stochastic Life-Cycle Theory with Varying Interest Rates and Prices, *Economic Journal*, Vol. 94, Supplement, 133-147.
- Wilcox, Joe A. (1989): Liquidity Constraints on Consumption: The Real Effects of 'Real' Lending Policies, *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, No. 4.
- Wolters, Jürgen (1992): Der Zusammenhang zwischen Konsum und Einkommen: Alternative ökonometrische Ansätze, *RWI-Mitteilungen*, 43. Jg., 115-132.
- Zeldes, Stephen P. (1989a): Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation, *Journal of Political Economy*, Vol. 97, 305-346.
- Zeldes, Stephen P. (1989b): Optimal Consumption with Stochastic Income: Deviations from Certainty Equivalence, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 104, 275-298.

Anhang: Tests auf Stationarität

Tests auf Stationarität überprüfen die Nullhypothese, daß eine Zeitreihe als Realisation eines stationären stochastischen Prozesses aufgefaßt werden kann, gegen die Alternative, daß das charakteristische Polynom des datengenerierenden Prozesses eine Einheitswurzel aufweist. Im Vergleich zu den ADF-Tests werden also Null- und Alternativhypothese vertauscht. Teststatistiken zur Stationaritätshypothese wurden unter anderen von Kwiatkowski, Phillips, Schmidt und Shin (1992) sowie von Bierens und Guo (1993) entwickelt.

Der KPSS-Test von Kwiatkowski, Phillips, Schmidt und Shin geht in seiner einfachen Variante davon aus, daß sich die Zeitreihe y als Summe aus einem Random Walk (r) und einem stationären "Fehler" (ε) zusammensetzt:

$$(A1.1) \quad y_t = r_t + \varepsilon_t$$

$$(A1.2) \quad r_t = r_{t-1} + u_t$$

Die Zufallsvariablen u_t seien unabhängig identisch verteilt mit Erwartungswert 0 und Varianz σ_u^2 . Die Stationaritätshypothese ist in diesem Modell äquivalent zu $\sigma_u^2 = 0$. Zur Konstruktion der Teststatistik werden die partiellen Summen S_t von $e_t = y_t - \bar{y}$ benötigt:

$$(A1.3) \quad S_t = \sum_{i=1}^t e_i$$

Ein konsistenter Schätzer für die "langfristige Varianz"

$$(A1.4) \quad \sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} E(S_T^2)$$

ist gegeben durch

$$(A1.5) \quad s^2(k) = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T e_i^2 + \frac{2}{T} \sum_{s=1}^k w(s,k) \sum_{t=s+1}^T e_t e_{t-s}$$

Dabei ist $w(s,k)$ eine Gewichtungsfunktion. Kwiatkowski et al. schlagen für w das Bartlett-Fenster vor: $w(s,k) = 1 - s/(k+1)$. Durch die Einbeziehung des zweiten Summanden in

(A1.5) können recht allgemeine Formen der zeitlichen Korrelationsstruktur des Prozesses ε zugelassen werden. Für die Konsistenz von $s^2(k)$ ist jedoch erforderlich, daß auch k mit wachsendem Stichprobenumfang wächst, z. B. $k = o(\sqrt{t})$. Die KPSS-Teststatistik lautet:

$$(A1.6) \quad \hat{\eta} = \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T S_t^2 / s^2(k)$$

Unter der Nullhypothese konvergiert die Teststatistik gegen eine Brown'sche Brücke. Da $\hat{\eta}$ unter der Alternativhypothese von der Ordnung $O_p(T/k)$ ist, ist der Test einseitig durchzuführen und darüber hinaus konsistent.

Für endliche Stichproben ist die Güte des Tests vom Stichprobenumfang (T) und dem Abschneideparameter k abhängig. In einer Simulationsstudie zeigen Kwiatkowski et al., daß unter der Annahme, ε sei ein autoregressiver Prozeß mit positiver Autokorrelation erster Ordnung, die Nullhypothese für "kleine" k zu häufig fälschlicherweise abgelehnt wird. Andererseits beeinträchtigt ein "zu großes" k die Macht des Tests. Kwiatkowski et al. schlagen für k den Wert $\lfloor 8(T/100)^{1/4} \rfloor$ vor, wobei $\lfloor x \rfloor$ die größte Zahl angibt, die kleiner oder gleich x ist. Mit der Wahl von k enthält der KPSS-Test somit ein subjektives Element. Es empfiehlt sich daher, die Teststatistik für unterschiedliche Werte von k zu berechnen.

Die von Bierens und Guo (1993) entwickelten Teststatistiken zur Stationaritätshypothese kommen ohne subjektive Elemente aus. Wir stellen hier zwei der insgesamt sechs Teststatistiken vor. Bierens und Guo kombinieren mehrere Schätzfunktionen, deren Beträge die Abweichung von der Stationaritätshypothese messen, derart, daß sie Teststatistiken erhalten, deren Verteilungen für große Zeitreihenlängen T unabhängig von der Varianz des Störprozesses sind. Unter der Stationaritätshypothese konvergieren alle Teststatistiken gegen die Standard-Cauchy-Verteilung, deren Verteilungsfunktion sich geschlossen darstellen läßt, so daß zu jeder Stichprobe die kritische Wahrscheinlichkeit berechnet werden kann.

Getestet wird die Nullhypothese $y_t = \mu + u_t$ gegen die Alternative $\Delta y_t = u_t$, wobei u_t ein starker Mischungsprozeß ist. Sei $\hat{\alpha}$ der KQ-Schätzer für α des Modells $y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + u_t$ und $\hat{\beta}$ der KQ-Schätzer für β im Modell $y_t = \mu + \beta t + v_t$. Seien weiterhin

$$c = \sqrt{\frac{(T+1)T(T-1)}{12}}$$

$$\hat{\xi} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_t - \frac{1}{\lfloor T/2 \rfloor} \sum_{t=1}^{\lfloor T/2 \rfloor} y_t$$

Über die Transformationen der Schätzfunktionen

$$\hat{\gamma} = 2c\hat{\beta} - \sqrt{3T}\hat{\xi}$$

$$\hat{\zeta} = \left[1 - e^{-[\sqrt{T}(1-\hat{\alpha})]^4} \right] \sqrt{T}\hat{\xi} + e^{-[\sqrt{T}(1-\hat{\alpha})]^4} \cdot \frac{\hat{\gamma}}{T}$$

ergibt sich die Teststatistik (Cauchy Test II)

$$(A1.7) \quad S_2 = \frac{\hat{\gamma}}{\hat{\zeta}}$$

Unter der Stationaritätshypothese strebt die Verteilung von S_2 gegen die Standard-Cauchy-Verteilung, unter der Alternative konzentriert sich S_2 / T an der Stelle 1:

$$(A1.8) \quad \text{plim}_{T \rightarrow \infty} \frac{S_2}{T} = 1$$

Die Nullhypothese wird verworfen, wenn S_2 einen kritischen Wert übersteigt.

Zur Konstruktion des Cauchy-Tests III wird ein Schätzer für die Varianz des Prozesses u benötigt:

$$(A1.9) \quad \hat{\sigma}_u^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^T (y_t - y_{t-1})^2$$

Die Teststatistik zum Cauchy-Test III ist definiert als

$$(A1.10) \quad S_3 = \frac{\hat{\gamma}}{\sqrt{T}\hat{\xi}} \left(1 + \frac{\hat{\xi}^2}{\hat{\sigma}_u^2} \right)$$

Unter H_0 strebt die Verteilung von S_3 ebenfalls gegen die Standard-Cauchy-Verteilung, unter der Alternativhypothese strebt S_3 / T gegen das Produkt von zwei gemeinsam normalverteilten Zufallsgrößen. Der Test III ist zweiseitig durchzuführen, wobei nach Lob

(1994) eine nichtsymmetrische Aufteilung der kritischen Masse die Macht des Tests erhöht.

Simulationsstudien von Bierens und Guo (1993) sowie Lob (1994) haben gezeigt, daß bei endlichem Stichprobenumfang der Test II die Tendenz aufweist, die Nullhypothese auch dann zu verwerfen, wenn sie richtig ist. Dagegen hat der Test III die Eigenschaft, die Nullhypothese sehr häufig beizubehalten, auch wenn sie falsch ist. Behält also der Test II die Stationaritätshypothese bei, so kann man davon ausgehen, daß die untersuchte Zeitreihe tatsächlich stationär ist. Verwirft Test III die Stationaritätshypothese, ist der notwendige Grad der Differenzbildung noch nicht erreicht.

Bisher erschienen in der vorliegenden Schriftenreihe:

Mai	1995	Der DM-Umlauf im Ausland	Franz Seitz
Juni	1995	Methodik und Technik der Bestimmung struktureller Budgetdefizite	Gerhard Ziebarth
Juli	1995	Der Informationsgehalt von Derivaten für die Geldpolitik – Implizite Volatilitäten und Wahrscheinlichkeiten	Holger Neuhaus
August	1995	Das Produktionspotential in Ostdeutschland *)	Thomas Westermann
März	1996	Geldmengenaggregate unter Berücksichtigung struktureller Veränderungen an den Finanzmärkten	Michael Scharnagl
März	1996	Der Einfluß der Zinsen auf den privaten Verbrauch in Deutschland	Hermann-Josef Hansen

* Nur in deutscher Sprache verfügbar.