

Der Einfluß von Zinsen und Preisen auf die Ersparnisse und die Nachfrage nach dauerhaften Gütern in der Bundesrepublik 1961-1981

Von Gerd Hansen*

Zins- und Preisänderungen sind eine mögliche Ursache des zyklischen Konsumverhaltens, das sich vor allem in Änderungen des Sparverhaltens und der Käufe dauerhafter Güter zeigt. In der vorliegenden Untersuchung wird ein neues Nachfragesystem für dauerhafte Güter und Ersparnisse formuliert und anhand von Daten für die Bundesrepublik Deutschland geschätzt.

I. Einleitung

Der Einfluß der Zinsen und Preise auf die wirtschaftliche Aktivität und die Beschäftigung ist in jüngster Zeit zunehmend in das Interesse der Wirtschaftspolitik und der Öffentlichkeit gerückt. Eine der relevanten Fragen ist, ob die beobachteten Zinsänderungen eine wesentliche Ursache des zyklischen Konsumverhaltens der privaten Haushalte sind. Da sich Konsumzyklen insbesondere bei der Nachfrage nach dauerhaften Konsumgütern, wie z. B. Kraftfahrzeugen, bemerkbar machen, müssen zur Beantwortung der obigen Frage dauerhafte Güter adäquat in das Entscheidungskalkül der Haushalte integriert werden. Dies ist in den üblichen Konsummodellen auf Basis der „Life-Cycle“-Hypothese (oder der „Permanent-Income“-Hypothese) nicht der Fall. In diesen Modellen geht man von einer Planung des „repräsentativen“ Konsumenten über seine erwarteten Einkommen (\hat{y}_t) bei gegebenem Arbeitsangebot aus. Wir bezeichnen mit C_t die gesamten Konsumausgaben der Periode t , mit \hat{P}_t , \hat{y}_t und \hat{W}_1 abdiskontierte erwartete Preise, Einkommen und Vermögen und mit A_0 den Anfangsbestand finanzieller Aktiva. Der Diskontierungsfaktor sei $\prod_{s=0}^t (1 + r_s)^{-s}$. Gemäß der „Life-Cycle“-Hypothese erhält man aus der Maximierung einer intertemporalen Nutzenfunktion (1)

* Für finanzielle Unterstützung danke ich der Deutschen Forschungsgemeinschaft. Für die Hilfe bei der Schätzung bin ich Herrn Dipl.-Kfm. Hans-Peter Sienknecht zu Dank verpflichtet. Zu danken habe ich schließlich einem anonymen Referenten für zahlreiche Hinweise auf Fehler und Mängel.

$$(1) \quad U(C_1, C_2, \dots, C_T)$$

unter der Nebenbedingung der intertemporalen Budgetrestriktion (2)

$$(2) \quad \sum_{t=1}^T \hat{P}_t C_t = \sum_{t=1}^T \hat{y}_t + A_0 = \hat{W}_1$$

die Konsumfunktion (3) der 1. Periode

$$(3) \quad C_1(\hat{P}_1, \hat{P}_2, \dots, \hat{P}_T, \hat{W}_1),$$

für die dann im allgemeinen spezielle Funktionsformen geschätzt werden.

Dieser Ansatz kann aus mehreren Gründen kritisiert werden, von denen im folgenden einige genannt seien:

1. Die abgeleitete Konsumgleichung (3) für die 1. Periode ist nur eine Gleichung aus einem System von T Gleichungen. Um ein vollständiges System zu erhalten, in dem auch die Vermögensrestriktion (2) wirksam wird, müßte eine unveränderte Planung zu Beginn der Periode 1 bis zum Zeitpunkt T unterstellt werden. Tatsächlich wird ein Konsument aber neue Informationen jeweils zu den Zeitpunkten $t = 2, 3 \dots T$ heranziehen, um seine Entscheidung neu zu treffen. Da diese neuen Informationen sich auf die erwarteten Preise und Einkommen beziehen, wird die Vermögensrestriktion (2) nie wirksam bzw. man müßte die Konsequenzen einer falschen Entscheidung über C_1 aufgrund falscher Erwartungen in der Entscheidung über C_2 usw. berücksichtigen. In den bekannten Modellen geschieht dies nicht.
2. Da Gleichung (3) für beliebige Definitionen von Erwartungen formuliert werden kann, ist der empirische Gehalt dieser Gleichung gering. Die erklärenden Variablen sind unbeobachtbar, so daß die Gleichung solange tautologisch ist, bis eine eindeutige Formulierung der Erwartungen hinzugefügt wird.
3. Ferner ist der Planungszeitraum selbst unbestimmt. Es ist auch unklar, was der Lebenszyklus des Konsumenten bei der Analyse gesamtwirtschaftlicher (und damit durchschnittlicher) Konsumausgaben bedeutet. Sofern die Altersstruktur der Bevölkerung als ungefähr unverändert angenommen wird, ist das Alter des durchschnittlichen Konsumenten im Zeitablauf konstant. Es gibt kein Altern und damit keinen Lebenszyklus.
4. Das Modell enthält keine dauerhaften Konsumgüter, d. h. es wird von einem vollständigen Verbrauch der in Periode 1 gekauften Güter ausgegangen. Dies ist im Hinblick auf die zunehmende Bedeutung dauerhafter Konsumgüter im Budget privater Haushalte ein schwerwiegender Mangel.

Aus diesen Überlegungen ergeben sich u. a. folgende Schlußfolgerungen:

1. Um eine eindeutig meßbare Budgetrestriktion als Grundlage eines ökonometrischen Modells zu definieren, kann man sich auf die von Periode zu Periode gegebene Budgetrestriktion beschränken.
2. Wenn die Nutzung der Bestände dauerhafter Güter den Nutzen stiftet (d. h. Bestände Argumente der Nutzenfunktion sind), dann führen Käufe dauerhafter Güter sowohl zu einer Erhöhung des Konsums dieser Güter als auch zu einer Vermögensänderung und damit zu einer Senkung der künftigen Ausgaben bei gleichem Konsum. Konsummodelle sollten diesen Einfluß berücksichtigen.

Die hier betrachteten Modelle sind durch eine Berücksichtigung dauerhafter Güter gekennzeichnet. Der Beitrag ist wie folgt gegliedert: In Abschnitt II wird ein lineares und ein verallgemeinertes lineares Ausgabensystem für dauerhafte Güter abgeleitet. In Abschnitt III werden alternative Annahmen über Preis- und Zinserwartungen analysiert. In Abschnitt IV wird die Berücksichtigung von Ungleichgewichten erörtert. In Abschnitt V werden die verwendeten Daten und die Schätzergebnisse vorgestellt. Abschnitt VI enthält die Schlußfolgerungen.

II. Lineare Ausgabensysteme für dauerhafte Güter

1. Das einfache lineare Ausgabensystem (LES)

Wir wollen im folgenden einfache Konsummodelle unter Berücksichtigung von n dauerhaften Gütern und der Integritätsbedingungen der Nachfragetheorie analysieren. Zwischen den Käufen für das dauerhafte Gut i e_i und seinem Bestand S_i bestehe die Beziehung

$$(4) \quad e_{it} = S_{it} - \bar{\delta}_i S_{it-1} \text{ mit } \bar{\delta}_i = 1 - \delta_i ,$$

wobei δ_i eine in der Zeit als konstant angenommene Nutzungsrate bezeichnet. Nichtdauerhafte Güter sind durch $\delta_i = 1$ definiert. Die Einperioden-Budgetrestriktion ist dann durch (5) gegeben:

$$(5) \quad y_t + (1 + r_t) A_{t-1} - A_t = \sum_{i=1}^n p_{it} e_{it}$$

bzw.

$$y_t + r_t A_{t-1} = \Delta A_t + \sum_{i=1}^n p_{it} (S_{it} - \bar{\delta}_i S_{it-1}) .$$

Dabei bezeichnet A_t den Nettobestand an finanziellen Aktiva am Ende der Periode t und ΔA_t , dessen Änderung ($A_t - A_{t-1}$). Gleichung (5) sagt, daß die Güterkäufe der Periode t durch Lohneinkommen y_t , Zinsein-

kommen $r_t A_{t-1}$ oder durch eine Veränderung des finanziellen Nettovermögens finanziert werden können. Zur Vereinfachung können wir auch die Änderung im Bestand finanzieller Aktiva als $(n+1)$ -tes dauerhaftes Gut auffassen. Für $\bar{\delta}_{n+1} = 1$ gilt dann

$$\Delta A_t = p_{n+1,t} (S_{n+1,t} - \bar{\delta}_{n+1} S_{n+1,t-1}) \text{ mit } S_{n+1,t} = A_t/p_{n+1,t}$$

Die Budgetrestriktion lautet dann

$$(5a) \quad y_t + r_t A_{t-1} = \sum_{i=1}^{n+1} p_{it} (S_{it} - \bar{\delta}_i S_{it-1}) = \sum_{i=1}^{n+1} p_{it} e_{it}$$

Der Einfachheit halber nehmen wir zunächst eine intertemporale Klein-Rubin-Nutzenfunktion (6) an, da dies die einzige Nutzenfunktion ist, die zu linearen Konsumgleichungen führt, die die Integritätsbedingungen erfüllen:

$$(6) \quad U = \sum_{t=0}^T \left[\sum_{i=1}^n \beta_i \ln(S_{it} - \alpha_i) \right] \prod_{s=0}^t (1 + \gamma_s)^{-s}$$

γ_s bezeichnet dabei die Präferenzrate des Konsumenten.

Aus einer Maximierung von

$$(7) \quad L = U + \sum_{t=0}^T \lambda_t \left[y_t + r_t A_{t-1} - \Delta A_t - \sum_{i=1}^n p_{it} (S_{it} - \bar{\delta}_i S_{it-1}) \right]$$

bezüglich S_{it} und A_t erhalten wir folgendes Nachfragesystem (8)¹

$$(8) \quad S_{it} p_{it}^* = \alpha_i p_{it}^* + \beta_i \left[\sum_{j=1}^n p_{jt}^* S_{jt} - \sum_{j=1}^n \alpha_j p_{jt}^* \right] + \varepsilon_{it} \text{ für } i = 1, 2, \dots$$

Dabei bezeichnet $p_{it}^* = p_{it} - \bar{\delta}_i \hat{p}_{it+1}$ mit $\hat{p}_{it+1} = p_{it+1}/(1 + r_{t+1})$ die Nutzungskosten für das i -te dauerhafte Gut. Der Gesamtkonsum $\sum p_{jt}^* S_{jt}$ ist dabei gleich den Gesamtausgaben $\sum p_{jt} e_{jt}$ abzüglich der Wertänderung des Bestandes dauerhafter Güter.

$$(9) \quad \begin{aligned} \sum_{j=1}^n p_{jt}^* S_{jt} &= \sum (p_{jt} - \bar{\delta}_j \hat{p}_{jt+1}) (e_{jt} + \bar{\delta}_j S_{jt-1}) \\ &= \sum_{j=1}^n p_{jt} e_{jt} - \sum_{j=1}^n \bar{\delta}_j (\hat{p}_{jt+1} S_{jt} - p_{jt} S_{jt-1}) \end{aligned}$$

$\sum_{j=1}^n p_{jt}^* S_{jt}$ bezeichnet dabei die relevante Einkommensvariable im LES, die sich aus dem Einkommen $(y_t + r_t A_{t-1})$, minus der Änderung des finanziellen Nettovermögens ΔA_t und der Veränderungen im Wert des Bestandes dauerhafter Güter ergibt. Die Ausgaben für den Mindestkonsum sind $\sum \alpha_j p_{jt}^*$. Im Gegensatz zum klassischen LES enthält das vorliegende LES (8) folgende Unterschiede:

¹ Beweise werden dem Leser auf Anfrage zugestellt.

1. Die diskontierten Preise p_{it}^* berücksichtigen die Grenzkosten einer Variation von S_{it} , indem sie den zukünftigen Vorteil eines Bestandszuwachses (ersparte künftige Ausgaben) berücksichtigen. Anders ausgedrückt: Höhere Ausgaben $p_{it} e_{it}$ wirken über Erhöhungen des Bestandes simultan dämpfend auf die Bestandsanpassung durch Änderung des „supernumerary“-Einkommens.
2. Bei beiden Wirkungen spielen Preis- und Zinserwartungen eine Rolle ($\hat{p}_{t+1} = p_{t+1}/1 + r_{t+1}$).
3. Der unter (1) genannte Einfluß einer Bestandsänderung wirkt auch bei nichtdauerhaften Gütern, sofern nicht alle Güter nichtdauerhaft sind, d. h. $\bar{\delta}_i = (1 - \delta_i) = 0$ für alle i gilt.

Sofern die Vermögensänderung ΔA_t als Ausgabe für ein $(n + 1)$ -tes dauerhaftes Gut angesehen wird, kann das System (8) auf $(n + 1)$ Güter erweitert werden. Dabei gilt wegen $\bar{\delta}_{n+1} = 1$

$$\begin{aligned}
 (10) \quad p_{n+1,t}^* S_{n+1,t} &= p_{n+1,t} \left(1 - \frac{1 + \Pi_{t+1}}{1 + r_{t+1}} \right) \frac{A_t}{P_{n+1,t}} \\
 &= A_t \frac{r_{t+1} - \Pi_{t+1}}{1 + r_{t+1}} \quad \text{mit} \quad \Pi_{t+1} = \frac{P_{n+1,t+1} - P_{n+1,t}}{P_{n+1,t}}
 \end{aligned}$$

Die Nutzungskosten für finanzielle Aktiva sind die (abdiskontierten) Realzinsen.

2. Kostenfunktion des linearen Ausgabensystems

Um die Kostenfunktion für das LES abzuleiten, kann man zwei Wege beschreiten. Entweder man setzt die Marshall'sche Nachfragefunktion in die Nutzenfunktion ein und löst die so erhaltene indirekte Nutzenfunktion nach der Ausgabenvariablen X auf. Alternativ kann man die Hicks'schen Nachfragefunktionen einsetzen, um direkt die Kostenfunktion zu ermitteln. Da wir die Marshall'schen Nachfragegleichungen bereits abgeleitet haben, wollen wir hier den ersten Weg beschreiten. Wir gehen dabei statt von

$$(11) \quad \ln U_t = \sum_{i=1}^n \beta_i \ln (S_{it} - \alpha_i)$$

von

$$U_t = \prod_{i=1}^n (S_{it} - \alpha_i)^{\beta_i}$$

aus. Da die Logarithmierung (bzw. Entlogarithmierung) eine monotone Transformation ist, werden die Maxima davon nicht berührt.

Die Marshall'schen Nachfragegleichungen lauten²

$$(8a) \quad S_i - \alpha_i = (\beta_i/p_i^*) \left[X - \sum_j \alpha_j p_j^* \right]; \quad X = \sum_j p_j^* S_j$$

Durch Einsetzen von (8a) in (11) erhalten wir für $\sum \beta_i = 1$

$$(12) \quad U = \prod_{i=1}^n (\beta_i/p_i^*)^{\beta_i} \left[X - \sum_j \alpha_j p_j^* \right]^{\beta_i} \\ = \left[X - \sum_j \alpha_j p_j^* \right]^{\sum \beta_i} \prod_{i=1}^n (\beta_i/p_i^*)^{\beta_i}$$

bzw.

$$\prod_{i=1}^n \beta_i^{-\beta_i} U \prod_{i=1}^n p_i^{*\beta_i} = \left[X - \sum_j \alpha_j p_j^* \right]$$

Durch Auflösen nach den Kosten X erhalten wir

$$(13) \quad X = C(U, P^*) = \sum_j \alpha_j p_j^* + U_1 \prod_{i=1}^n p_i^{*\beta_i}; \quad U_1 = U \prod \beta_i^{-\beta_i}$$

Die multiplikative Konstante $\prod \beta_i^{-\beta_i}$ transformiert das Nutzenniveau monoton und beeinflusst die Lage des Nutzenmaximums nicht. Die Ableitung von (13) nach den Preisen ergibt wieder das LES, wenn man U_1 mittels (13) eliminiert.

$$(14) \quad \frac{\partial C}{\partial p_i^*} = \alpha_i + \frac{\beta_i}{p_i^*} \left[X - \sum_j \alpha_j p_j^* \right] = S_i$$

3. Kritische Anmerkungen

Das System (8) ist aufgrund der linearen Kurvenform bzw. der damit verbundenen additiven Nutzenfunktion sehr restriktiv. Aus der Fundamentalgleichung der Nachfragetheorie folgt, daß sich die (kompensierte) Änderung der Mengen in Abhängigkeit der Änderung eines Preises im allgemeinen Fall in einen spezifischen Substitutionseffekt, der von den zweiten Ableitungen der Nutzenfunktion abhängt, und in einen allgemeinen Substitutionseffekt zerlegen läßt.³ Letzterer mißt die aus der Konkurrenz der Güter um das Einkommen resultierende Wirkung einer Preisänderung. Aufgrund der Additivität der Nutzenfunktion (6) sind die zweiten Ableitungen der Nutzenfunktion für $i \neq j$ null, so daß System (8) nur den allgemeinen Substitutionseffekt enthält, d. h. die Kreuzpreiseinflüsse sind proportional zu den Einkommenseinflüssen. In der Kostenfunktion (11) des LES zeigt sich die Additivität der Nutzenfunktion darin, daß der erste Summand linear in den Preisen ist und somit direkt als Mindestausgabe interpretiert werden kann. Alle Güter sind daher im LES Substitute. Während dies für

² Der Zeitindex wird zur Vereinfachung fortgelassen.

³ *Phlips* (1974), 47.

große Aggregate keine wesentliche Einschränkung bedeutet, ist eine solche Annahme für die Analyse stärker disaggregierter Daten sicher unrealistisch. Man kann daher das System (8) in einem Konsummodell mit mehrstufiger Entscheidung auf der ersten Stufe verwenden oder von Anfang an ein Modell mit allgemeinerer Präferenzstruktur unterstellen. Im folgenden soll daher eine Verallgemeinerung des bisherigen Modells untersucht werden. Dabei wollen wir statt von einer Verallgemeinerung der Nutzenfunktion (6) von einer Verallgemeinerung der zugehörigen Kostenfunktion (13) ausgehen.

4. Ein verallgemeinertes intertemporales LES

Wegen der restriktiven Annahmen des LES haben wir die Kostenfunktion (13) in Anlehnung an die verallgemeinerte Leontief-Produktionsfunktion von Diewert wie in (15) verallgemeinert.⁴

$$(15) \quad \sum_i p_{it}^* S_{it} = C_t(U_1, P^*) = \sum_i \sum_j^n a_{ij} (p_{it}^* p_{jt}^*)^{1/2} + U_1 \prod_{i=1}^n p_{it}^{\beta_i}$$

Für $a_{ij} = 0 (\forall i \neq j)$ ist (15) mit (13) identisch.

Unter den Symmetrierestriktionen $a_{ij} = a_{ji} (\forall i \neq j)$ ergibt sich das zugehörige Nachfragesystem durch Ableitung der Kostenfunktion nach den Preisen:

$$S_{it} = \frac{\partial C_t}{\partial p_{it}^*} = \sum_j a_{ij} (p_{jt}^* / p_{it}^*)^{1/2} + \beta_i p_{it}^{*-1} U_1 \prod_{i=1}^n p_{it}^{\beta_i}$$

Durch Ersetzen von U_1 mit Hilfe von (15) erhalten wir

$$(16) \quad S_{it} = \sum_j a_{ij} \sqrt{p_{jt}^* / p_{it}^*} + \beta_i \left[\sum_k S_{kt} p_{kt}^* / p_{it}^* - \sum_k \sum_j a_{kj} \sqrt{p_{kt}^* \cdot p_{jt}^* / p_{it}^*} \right]$$

Wir erhalten dann durch Multiplikationen mit p_{it}^* das Ausgabensystem (16a)

$$(16a) \quad p_{it}^* S_{it} = \sum_j a_{ij} \sqrt{p_{jt}^* p_{it}^*} + \beta_i \left[\sum_k p_{it}^* S_{kt} - \sum_j \sum_k a_{kj} \sqrt{p_{kt}^* p_{jt}^*} \right] \quad i = 1, 2 \dots n$$

Wie man unmittelbar sieht, ist (16) eine einfache Verallgemeinerung des LES (8). Als Folge dieser Verallgemeinerung treten jedoch die Preise in (16) nicht mehr linear auf.

5. Preis- und Substitutionselastizitäten

Im Gegensatz zum LES läßt das System (16) spezielle Substitutionseffekte zu. Die kompensierten Substitutionseffekte

$$C_{ij} = \frac{\partial S_i}{\partial p_j^*} + S_j \frac{\partial S_i}{\partial X} \quad \text{mit } X = \sum_j p_j^* S_j$$

⁴ Diewert (1971), 497.

ergeben sich aus (16) für $i \neq j$ als

$$C_{ij} = \frac{1}{2} a_{ij} (p_i^* p_j^*)^{-1/2} - \frac{\beta_i}{p_i^* p_j^*} \sum_{k \neq j} a_{kj} (p_k^* p_j^*)^{1/2} + \frac{\beta_i}{p_i^*} (S_j - a_{jj})$$

Als Eigenpreissubstitutionseffekte C_{ii} erhält man:

$$C_{ii} = \frac{(S_i - a_{ii})}{p_i^*} (\beta_i - 1) + \frac{(0,5 - \beta_i)}{p_i^{*2}} \sum_{j \neq i} a_{ij} (p_i^* p_j^*)^{0,5}$$

Abschließend sei darauf hingewiesen, daß sich aus den kompensierten Substitutionseffekten (C_{ij}) die partiellen Allen-Substitutionselastizitäten σ_{ij} wie folgt errechnen:

$$\sigma_{ij} = C_{ij} \frac{X}{S_i S_j} = \frac{1}{w_j} C_{ij} \frac{p_j^*}{S_i} = \frac{1}{w_j} E_{ij} \text{ mit } w_j = p_j^* S_j / X ; \quad X = \sum_j p_j^* S_j$$

E_{ij} ist die kompensierte Kreuzpreiselastizität des Gutes i in bezug auf den Preis des Gutes j .

Wir erhalten dann für das verallgemeinerte lineare Ausgabensystem nach einigen Umformungen

$$\sigma_{ij} = \frac{1}{w_i w_j X} \left\{ \beta_i [(p_j^* S_j - p_j^* a_{jj}) - \sum_{k \neq j} a_{jk} (p_j^* p_k^*)^{0,5} + 0,5 a_{ij} (p_i^* p_j^*)^{0,5}] \right\} \text{ für } i \neq j$$

Dementsprechend ergibt sich die kompensierte Eigenpreiselastizität als

$$\eta_i = C_{ii} \frac{p_i^*}{S_i} = \frac{(S_i - a_{ii})}{S_i} (\beta_i - 1) + \frac{0,5 - \beta_i}{p_i^* S_i} \sum_{j \neq i} a_{ij} (p_i^* p_j^*)^{0,5}$$

Für $S_i > a_{ii}$ und $0 < \beta_i < 1$ werden die Eigenpreiselastizitäten in der Regel negativ sein, nämlich insbesondere dann, wenn die Parameter a_{ij} und $-\sum_{j \neq i} a_{ij} (p_i^* p_j^*)^{0,5}$ negativ sind.

Die Allen-Substitutionselastizitäten können unter diesen Bedingungen negativ werden, wenn sich ein ausreichend großes negatives a_{ij} ergibt.

6. Eliminierung der Bestände

Eine Eliminierung der Bestände im Nachfragesystem (16) mit Hilfe der Bestandsdefinition (4) führt zu recht komplizierten Transformationen von (16).

In der Literatur findet man auch die Annahme, daß die Wirtschaftssubjekte kurzfristig von konstanten relativen Nutzungskosten p_{it}^*/p_{it}^* ausgehen.⁵ Unter dieser Annahme läßt sich (16) als lineare Funktion der gewogenen Gesamtbestände gemäß (16b) schreiben.

⁵ Anderson (1982), 149.

$$(16b) \quad S_{it} = A_i + \beta_i \sum_{k=1}^n S_{kt} (p_{kt}^* / p_{it}^*)$$

mit

$$A_i = \sum_{j=1}^n a_{ij} (p_{jt}^* / p_{it}^*)^{0,5} - \beta_i \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n a_{kj} (p_{kt}^* \cdot p_{jt}^*)^{0,5} / p_{it}^*$$

Wenden wir auf (16b) die Beziehung (4) zwischen Ausgaben und Beständen an, so erhalten wir unter der Annahme $\bar{\delta}_1 = 0$ (nichtdauerhafte Güter) und $\bar{\delta}_2 = \bar{\delta}_3 = \dots = \bar{\delta}_n = \bar{\delta}$ (dauerhafte Güter) die Beziehung (16c).

$$(16c) \quad e_{it} = S_{it} - \bar{\delta}_i S_{it-1} = \delta_i A_i + \beta_i \left[\sum_{k=1}^n (S_{kt} - \bar{\delta}_k S_{kt-1}) \frac{p_{kt}^*}{p_{it}^*} \right]$$

$$= \delta_i A_i + \beta_i \left[\sum_{k=1}^n e_{kt} \frac{p_{kt}^*}{p_{it}^*} \right]$$

bzw.

$$p_{it}^* e_{it} = \delta_i \left[\sum_{j=1}^n a_{ij} (p_{jt}^* p_{it}^*)^{0,5} - \beta_i \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n a_{kj} (p_{kt}^* p_{jt}^*)^{0,5} \right] + \beta_i \sum_{k=1}^n e_{kt} \cdot p_{kt}^*$$

Durch die Annahme konstanter relativer Nutzungskosten und gleicher Abschreibungsraten können also die Bestände dauerhafter Güter ebenfalls eliminiert werden. Allerdings enthält das Modell weiterhin Nutzungskosten und damit auch Preiserwartungen.

III. Preis- und Zinserwartungen

1. Konstanter Realzins und konstante relative Preise

Die einfachste und restriktivste Annahme geht davon aus, daß der (repräsentative) Konsument unveränderte *relative* Preise erwartet (\bar{p} = Konsumpreisindex):

$$E(p_{it+1}) = E(\bar{p}_{t+1} / \bar{p}_t) \cdot p_{it} = (1 + \Pi_{t+1}) p_{it}$$

Erwartet der Konsument gleichzeitig einen konstanten Realzins, so gilt

$$1 + r_{t+1}^* = (1 + r_{t+1}) / (1 + (p_{it+1} - p_{it}) / p_{it})$$

$$= (1 + r_{t+1}) / (1 + \Pi_{t+1}) = 1 + r^*$$

und damit

$$(17) \quad E(\hat{p}_{it+1}) = E\left(\frac{p_{it+1}}{1 + r_{t+1}}\right) = \frac{(1 + \Pi_{t+1}) p_{it}}{1 + r_{t+1}} = p_{it} / (1 + r^*)$$

Die Nutzungskosten für dauerhafte Güter sind damit nur von den heutigen Preisen abhängig

$$\begin{aligned} p_{it}^* &= p_{it} - (1 - \delta_i) \hat{p}_{it+1} = p_{it} (1 - (1 - \delta_i)/(1 + r^*)) \\ &= p_{it} (\delta_i + r^*)/(1 + r^*) \approx p_{it} (\delta_i + r^*) \end{aligned}$$

Setzt man diese Bedingung in (16c) ein, so erhalten wir unter der Annahme gleicher Nutzungsraten (16d).

$$(16d) \quad p_{it} e_{it} = \sum_{j=1}^n \tilde{a}_{ij} (p_{jt} p_{it})^{0,5} + \beta_i \tilde{X}_t; \quad i = 1, 2, \dots, n$$

mit

$$\tilde{X}_t = \sum_{k=1}^n p_{kt} e_{kt} - \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n \tilde{a}_{kj} (p_{jt} p_{kt})^{0,5}$$

und

$$\tilde{a}_{ij} = a_{ij} \cdot \delta_i$$

Bei Unterschieden zwischen den Nutzungsraten sind die Faktoren $(\delta_i + r^*)$ nicht identifiziert. Die Faktoren $\delta_i + r^*$ könnten aus externer Information vorgegeben werden oder den Parametern a_{ij} bzw. β_i zugeschlagen werden, so daß auch in diesem Fall System (16d) zu schätzen wäre.

Unter der Annahme konstanter relativer Preise und eines konstanten Realzinses entfallen daher die Unterschiede zwischen einem Ausgabensystem für dauerhafte und nichtdauerhafte Güter. Das Verhalten der Haushalte bezüglich dauerhafter Güter wird daher unter diesen Annahmen auch als kurzfristig (myopic) bezeichnet.⁶ Die Haushalte reagieren auf relative Preisänderungen, indem sie sich nur bereits beobachteten relativen Preisänderungen anpassen. In ihren Preiserwartungen gehen sie davon aus, daß das jeweils zuletzt beobachtete System relativer Preise bestehen bleibt. Ein solches Verhalten ist nur plausibel, wenn die beobachteten Änderungen der relativen Preise sich langsam vollziehen und nicht für einige Güter (Benzin, Immobilien) große Preissprünge auftreten. In diesen Fällen ist allerdings schon die Approximation (16c) problematisch, so daß man auf das System (16) zurückgreifen sollte.

2. Variabler Realzins

Sofern man die Konsequenzen dieser Annahmen vermeiden will, muß man von variablen erwarteten Realzinsen und/oder von variablen erwarteten relativen Preisen ausgehen. Im Fall einer vollkommenen Voraussicht der Änderungen der Realzinsen sind lediglich die Faktoren $(\delta_j + r_{t+1}^*)/(\delta_i + r_{t+1}^*)$ in (16c) variabel, sofern Unterschiede in den Nutzungsraten auftreten wie bei dauerhaften und nichtdauerhaften Gütern. Statt die Faktoren $(\delta_j + r^*)/(\delta_i + r^*)$ den Parametern a_{ij} zuzuschlagen, werden sie den Variablen p_{jt} zugeschlagen.

⁶ *Phlips* (1974), 186.

Da die Nutzungsraten aber auch dann nicht identifizierbar sind, müssen sie aus externer Information vorgegeben werden. Entsprechendes gilt unter der Annahme statischer Erwartungen bezüglich des Realzinses, d. h. für

$$E(r_{t+1}^*) = r_t^*$$

3. Variable relative Preise

Die größten Schwierigkeiten bestehen darin, eine plausible alternative Annahme über die Preiserwartungen zu treffen. Die Annahme statischer Erwartungen bezüglich der Preise führt zu Nutzungskosten, die vom Nominalzins statt vom Realzins abhängen, d. h.

$$p_{it}^* = p_{it} (\delta_i + r) / (1 + r) \approx p_{it} (\delta_i + r)$$

Nimmt man z. B. an, daß die Konsumenten die Preise aufgrund der zuletzt beobachteten Änderungsrate des jeweiligen Preises extrapolieren, so erhält man

$$E(\hat{p}_{it+1}) = \frac{(1 + \Pi_{it}) p_{it}}{1 + r_t} = p_{it} / (1 + r_t^*)$$

bzw.

$$p_{it}^* = p_{it} (\delta_i + r_t^*) / (1 + r_t^*) \approx p_{it} (\delta_i + r_t^*)$$

In die Nutzungskosten geht dann lediglich ein produktspezifischer Realzins ein.

Der wesentliche Mangel des Modells (16c) ist die fehlende Identifizierbarkeit der Nutzungsraten. Sofern man die Nutzungsraten ohnehin aus externer Information vorgibt, fehlen für die Berechnung von Beständen und damit für eine Schätzung des Systems (16) lediglich Daten für die Anfangsbestände der dauerhaften Güter. Liegen diese Daten zusätzlich vor, so ist die Schätzung von (16) einer Schätzung von (16c) vorzuziehen, da die Approximation von (16) durch (16c) restriktive Annahmen impliziert. In Abschnitt V über Daten wird daher ein einfacher Ansatz zur externen Schätzung der Anfangsbestände vorgeschlagen.

IV. Dynamische Spezifikation

1. Die Behandlung von Ungleichgewichten

Da die diskutierten Ausgabensysteme dynamische Modelle sind, erscheint eine separate Diskussion der dynamischen Spezifikation überflüssig. Dies ist jedoch insbesondere im Hinblick auf die im Modell getroffenen Annahmen bezüglich der Erwartungsbildung nicht richtig.

Schätzen wir z. B. ein Modell mit der Annahme, die Haushalte erwarten konstante relative Preise und konstante Zinssätze, so wird die Dynamik des Systems falsch sein, wenn tatsächlich keine konstanten relativen Preise vorliegen. Selbst wenn die Erwartungsannahme zutreffend ist, werden die Haushalte den Fehler in ihrer Planung früher oder später aufdecken und das sich ergebende Ungleichgewicht beseitigen. Man müßte dann eigentlich den Lernprozeß beschreiben, über den die Haushalte eine Korrektur ihrer Pläne vornehmen.⁷ Es ist aber vielleicht vernünftiger anzunehmen, daß sich die Wirtschaftssubjekte an Änderungen der ihrer Entscheidung zugrundeliegenden Daten in einer Art „trial and error“-Prozeß anpassen. Erst wenn keine Änderungen der Daten (hier der Einkommen, Preise und Zinsen) auftreten, sind sie in der Lage, auch kurzfristig einen Gleichgewichtszustand herzustellen. Der Vorteil eines solchen Ansatzes liegt darin, daß man bei der Formulierung des Gleichgewichtsmodells vereinfachte Rahmenbedingungen annehmen und die Abweichungen von diesem Modell dann durch die eine oder andere Art von Anpassungsmodell beschreiben kann. Für unser Konsummodell bedeutet dies, daß wir nicht den Versuch machen, „realistische Hypothesen“ über die Zins- und Preiserwartungen wie in den Modellen mit rationalen Erwartungen einzuführen. Statt dessen nehmen wir an, daß das Kalkül der Verbraucher unter vereinfachten Rahmenbedingungen durchgeführt wird. Im vorliegenden Fall kann z. B. die Annahme der Erwartung eines konstanten Zinssatzes und konstanter relativer Preise solche vereinfachten Rahmenbedingungen definieren. Die Verbraucher reagieren in einem solchen Modell sehr wohl auf Änderungen der Zinsen und Preise, aber sie tun es nicht sofort, indem sie diese Änderungen voll antizipieren. Es ist plausibel anzunehmen, daß die kurzfristigen Abweichungen um so größer sind, je größer die Änderungen in den Daten sind. Ein solcher Ansatz wurde von *Davidson, Hendry et al.* vorgeschlagen.⁸ Unter der Voraussetzung, daß das Gleichgewicht durch

$$(21) \quad Y_t^* = \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t}$$

beschrieben wird, nehmen *Davidson, Hendry et al.* für ein Jahresmodell an, daß sich die tatsächlichen Beobachtungen Y_t durch einen lag 1. Ordnung in allen drei Variablen ergeben. Es gilt dann (22).

$$(22) \quad Y_t = \varrho Y_{t-1} + b_1 X_{1t} + c_1 X_{1t-1} + b_2 X_{2t} + c_2 X_{2t-1}$$

Da im Gleichgewicht allerdings (21) erfüllt sein muß, gelten die Beziehungen (23) zusätzlich.

⁷ *Deaton and Muellbauer* (1980), 314.

⁸ *Davidson, Hendry et al.* (1978), 661 - 692.

$$(23) \quad \begin{aligned} b_1 + c_1 &= \beta_1 (1 - \varrho) = \beta_1 \bar{\varrho} \quad \text{und} \\ b_2 + c_2 &= \beta_2 (1 - \varrho) = \beta_2 \bar{\varrho} \end{aligned}$$

Durch Einsetzen von (23) in (22) erhält man (24)

$$(24) \quad \begin{aligned} \Delta Y_t &= b_1 \Delta X_{1t} + b_2 \Delta X_{2t} - \bar{\varrho} (Y_{t-1} - \beta_1 X_{1t-1} - \beta_2 X_{2t-1}) \\ &= b_1 \Delta X_{1t} + b_2 \Delta X_{2t} - \bar{\varrho} (Y_{t-1} - Y_{t-1}^*) \end{aligned}$$

Im „steady state“ gilt dann Gleichung (21). Gleichung (24) zeigt, daß die Änderungen von X_{1t} und X_{2t} einerseits und das Ungleichgewicht der Vorperiode ($Y_{t-1} - Y_{t-1}^*$) andererseits die Änderungen von Y_t bestimmen. Bleiben X_{1t} und X_{2t} gegenüber der Vorperiode unverändert, so bestimmt nur das Ungleichgewicht ($Y_{t-1} - Y_{t-1}^*$) die Änderung von Y_t wie im Modell der partiellen Anpassung. Befindet sich andererseits das System in der Periode ($t - 1$) im Gleichgewicht ($Y_{t-1} = Y_{t-1}^*$), so führen einmalige Änderungen ΔX_{1t} und ΔX_{2t} in der ersten Periode nur zu proportionalen Änderungen von Y_t . In den folgenden Perioden gilt das partielle Anpassungsmodell, da $\Delta X_{1t+1} = \Delta X_{2t+1} = 0$ sind.

Unter der Annahme $b_i = \beta_i \bar{\varrho}$ geht (24) in ein Gleichgewichtsmodell mit autokorrelierten Störgrößen 1. Ordnung (25) über.

$$(25) \quad Y_t - \varrho Y_{t-1} = \beta_1 (X_{1t} - \varrho X_{1t-1}) + \beta_2 (X_{2t} - \varrho X_{2t-1})$$

Gleichung (24) enthält für $b_i = \bar{\varrho} \beta_i$ als weiteren Spezialfall das in der Ökonometrie häufig verwendete Modell der partiellen Anpassung

$$(26) \quad \begin{aligned} \Delta Y_t &= \bar{\varrho} \beta_1 (X_{1t} - X_{1t-1}) + \bar{\varrho} \beta_2 (X_{2t} - X_{2t-1}) - \bar{\varrho} (Y_{t-1} - Y_{t-1}^*) \\ &= \bar{\varrho} (Y_t^* - Y_{t-1}) \end{aligned}$$

2. Ungleichgewichte in Nachfragesystemen

Wir haben uns bisher auf die Behandlung von Ungleichgewichten in einer einzelnen Gleichung beschränkt. In Gleichungssystemen stellen sich diese Zusammenhänge wesentlich komplizierter dar. In der Literatur wurden die Probleme des Modells mit autokorrelierten Störgrößen (25) in einzelnen Gleichungen eines Nachfragesystems von *Berndt* und *Savin* behandelt.⁹ Die Verallgemeinerung des Systems (24) auf Nachfragesysteme wird von *Anderson* und *Blundell* behandelt.¹⁰ In beiden Fällen wird davon ausgegangen, daß die abhängigen Variablen Y_{it} Budgetanteile sind, so daß die „adding-up“-Restriktion

$$\sum_{i=1}^n Y_{it} = 1$$

⁹ *Berndt* and *Savin* (1975) 937 - 957.

¹⁰ *Anderson* and *Blundell* (1982), 1559 - 1571.

gilt. Diese Ansätze sind daher nicht unmittelbar auf das verallgemeinerte LES anwendbar.

3. Ungleichgewichte im verallgemeinerten LES

Aus Gründen der einfacheren Darstellung betrachten wir zunächst das LES (8).

$$(8) \quad S_{it} p_{it}^* = \alpha_i p_{it}^* + \beta_i [\sum_j p_{it}^* (S_{jt} - \alpha_j)] ; \quad i = 1, 2 \dots n$$

Die der Gleichung (24) entsprechende Lagstruktur ist bei Beachtung der „adding-up-Restriktion“ durch (27) gegeben:

$$(27) \quad \Delta_i (S_i p_i^*)_t = a_i \Delta p_{it}^* + b_i [\sum_j \Delta (S_j p_j^*)_t - \sum_j a_j \Delta p_{jt}^*] - \bar{q}_i \left\{ p_{it-1}^* (S_{it-1} - \alpha_i) - \beta_i [\sum_j p_{jt-1}^* (S_{jt-1} - \alpha_j)] \right\} ; i = 1, 2 \dots n$$

In Gleichung (27) wird der „equilibrium drive“ als nur vom Ungleichgewicht der betreffenden Gleichung abhängig angenommen. Allerdings erfüllt (27) die „adding-up“-Restriktion nur, wenn außer $\sum b_i = \sum \beta_i = 1$ Gleichung (28) gilt.

$$(28) \quad \sum_i \bar{q}_i p_{it-1}^* (S_{it-1} - \alpha_i) = \sum_j p_{jt-1}^* (S_{jt-1} - \alpha_j) \cdot \sum_i \bar{q}_i \beta_i$$

Gleichung (28) ist zumindest erfüllt, wenn der Anpassungskoeffizient \bar{q}_i für alle Gleichungen identisch ist. Dies entspricht dem Ergebnis von Berndt und Savin für das Modell mit Autokorrelation. Die „adding-up“-Restriktion läßt sich für $\bar{q}_i \neq \bar{q}$ dadurch sicherstellen, daß man den „equilibrium drive“ wie in (29) formuliert.

$$(29) \quad \left\{ - \bar{q}_i p_{it-1}^* (S_{it-1} - \alpha_i) + \beta_i [\sum_j \bar{q}_j p_{jt-1}^* (S_{jt-1} - \alpha_j)] \right\}$$

Dieser Ansatz hat allerdings den Nachteil, daß (29) nicht null wird, wenn für das Gut i ein Gleichgewicht erreicht ist. Für nicht zu große Unterschiede in \bar{q}_i ist die Abweichung von null jedoch gering. Im Interesse einer sparsamen Parametrisierung der Dynamik kann man entweder diesen Fehler in Kauf nehmen oder ein in allen Gleichungen identisches \bar{q} unterstellen.

Gleichung (27) läßt sich für $a_i = \alpha_i$ und $b_i = \beta_i$ in ein System mit Autokorrelation 1. Grades (30) überführen.

$$(30) \quad (S_i p_i^*)_t - q_i (S_i p_i^*)_{t-1} = \alpha_i (p_{it}^* - q_i p_{it-1}^*) + \beta_i [\sum_j (S_j p_j^*)_t - q_i \sum_j (S_j p_j^*)_{t-1} - \sum_j \alpha_j p_{jt}^* + q_i \sum_j \alpha_j p_{jt-1}^*]$$

Gleichung (30) erfüllt die „adding-up“-Restriktion ebenfalls nur für $q_i = q (\forall i)$.

Man erhält dann (31):

$$(31) \quad (S_i p_i^*)_t - \varrho (S_i p_i^*)_{t-1} = \alpha_i (p_{it}^* - \varrho p_{i,t-1}^*) \\ + \beta_i \left\{ \sum_j [(S_j p_j^*)_t - \varrho (S_j p_j^*)_{t-1}] - \sum_j \alpha_j (p_{jt}^* - \varrho p_{j,t-1}^*) \right\}$$

Schließlich läßt sich (31) unmittelbar auf das verallgemeinerte LES ausdehnen, indem man die Variablen

$$\bar{p}_{ijt} = \sqrt{p_{it}^* p_{jt}^*}$$

des Systems (16a) autoregressiv transformiert

$$(32) \quad (S_i p_i^*)_t - \varrho (S_i p_i^*)_{t-1} = \sum_j \alpha_{ij} (\bar{p}_{ijt} - \varrho \bar{p}_{ij,t-1}) \\ + \beta_i \left\{ \sum_j [(S_j p_j^*)_t - \varrho (S_j p_j^*)_{t-1}] - \sum_i \sum_j \alpha_{ij} (\bar{p}_{ij,t} - \varrho \bar{p}_{ij,t-1}) \right\}$$

Wendet man auf (32) eine Koyck-Transformation an, um die Bestandsvariablen S_{it} zu eliminieren, so ergeben sich für $\varrho \neq 1 - \delta$ erhebliche Probleme. Unter der Annahme konstanter relativer Nutzungskosten erhält man hingegen eine einfache autoregressive Transformation des Systems (16c).

Will man das Systems (32) schätzen, so sind Bestandsdaten unerlässlich. In dieser Arbeit werden daher aus bestimmten Annahmen Bestandsdaten der betrachteten Gütergruppen konstruiert.

V. Daten und Ergebnisse

1. Die Daten

Der empirischen Analyse liegen jährliche Daten des privaten Verbrauchs nach sechzehn Gütergruppen in Preisen von 1976 zugrunde.¹¹ Für die vorliegende Untersuchung werden

1. alle nichtdauerhaften Güter zu einer Gruppe ND zusammengefaßt. Die dauerhaften Güter werden zu drei Gütergruppen zusammengefaßt, nämlich
2. Fahrzeuge, Maschinenbauerzeugnisse usw. (= FA)
3. Leder, Lederwaren, Textilien, Bekleidung (= LE)
4. sonstige dauerhafte Güter (= SD)
 - a) Steine und Erden, feinkeramische Erzeugnisse, Glas und Glaswaren

¹¹ Vgl. *Statistisches Bundesamt* (1982).

- b) Elektrotechnische, Feinmechanische und Optische Erzeugnisse, EBM-Waren usw.
- c) Holzfabrikate, Holzwaren usw.

Diese Gruppierung der dauerhaften Güter erfolgte aufgrund der unterschiedlichen Veränderung der betreffenden Budgetanteile. Während Gruppe (1) durch einen steigenden und Gruppe (2) durch einen sinkenden Budgetanteil charakterisiert ist, ist der Budgetanteil der in Gruppe (3) zusammengefaßten Güter weitgehend konstant. Es werden daher durch diese Aggregation keine Unterschiede im zeitlichen Verlauf der Güterarten verwischt. Anhand der Ausgaben für diese Gütergruppen in Preisen von 1976 erhält man die impliziten Preisindizes auf Basis 1976.

5. Die 5. Gütergruppe finanzielle Aktiva (FI) erhält man als kumulierte Differenz von verfügbarem Einkommen und privatem Verbrauch. Als Zinssatz r haben wir die Umlaufrendite festverzinslicher Anleihen verwendet.

Die Bestände der drei Gruppen von dauerhaften Gütern wurden wie folgt geschätzt: Für eine gegebene konstante Nutzungsrate (δ_i) und einen gegebenen Anfangsbestand (S_{i0}) ergibt sich die Zeitreihe des Bestandes aus Gleichung (4). Unter der Annahme, daß der Bestand und die realen Ausgaben bis 1960 mit einer (durchschnittlichen) konstanten Rate g_i gewachsen sind, erhält man S_{i0} ebenfalls aus Gleichung (4):

$$S_{i0} = e_{i0} + \frac{1 - \delta_i}{1 + g_i} S_{i0} \text{ bzw. } S_{i0} = e_{i0} \frac{(1 + g_i)}{(\delta_i + g_i)}$$

Dabei haben wir angenommen, daß vor 1960 die gleiche Wachstumsrate galt wie von 1960 - 1963. Für eine Schätzung der Nutzungsrate des Fahrzeugbestandes (δ_2) sind wir von den Marktpreisen für vierjährige PKW ausgegangen. Es ergab sich eine durchschnittliche jährliche Nutzungsrate von $\delta_2 = 0,193$. Da hierbei Unfallfahrzeuge unberücksichtigt geblieben sind, haben wir den Wert auf $\delta_2 = 0,2$ aufgerundet. Für die Gruppe „Sonstige dauerhafte Güter“ wurde die gleiche Nutzungsrate unterstellt. Für die Gruppe Leder und Bekleidung haben wir eine Nutzungsrate $\delta_3 = 0,4$ unterstellt.

2. Ergebnisse

In den Tabellen wird das *Bestandsmodell* (16) als Modell B bezeichnet. Die Variante 1 (bzw. 2) bezeichnet das verallgemeinerte LES (VLES) mit (bzw. ohne) autokorrelierten Störgrößen. Die Variante 3 (bzw. 4) ist das LES mit (bzw. ohne) autokorrelierten Störgrößen. Diese Varianten gelten entsprechend für das *Ausgabensystem* (16c), das als Modell A

Tabelle 1

**Schätzergebnisse für das verallgemeinerte LES (VLES)
und das LES mit Bestandsdaten (Modell B) und Ausgaben (Modell A)
(t-Werte in Klammern)**

	Bestandsmodelle				Ausgabenmodelle		
	B1	B3	B2	B4	A1	A3	A4
a_{11}	4.426 (11.6)	4.121 (22.2)	4.300 (11.6)	4.674 (45.1)	- 2.365 (1.02)	.921 (4.90)	1.127 (4.18)
a_{12}	.808 (1.21)		.782 (1.23)		- 4.548 (4.21)		
a_{13}	2.802 (7.38)		3.089 (9.74)		2.855 (6.48)		
a_{14}	2.138 (2.95)		2.069 (2.99)		1.816 (3.01)		
a_{15}	10.443 (3.23)		9.253 (3.03)		- .619 (.87)		
a_{22}	2.987 (1.32)	.634 (4.98)	4.222 (1.83)	.987 (13.0)	- 8.041 (3.23)	- 1.143 (8.30)	- 1.197 (7.33)
a_{23}	.370 (.46)		-.052 (.07)		3.950 (3.49)		
a_{24}	- 2.218 (1.01)		- 2.861 (1.26)		7.636 (3.37)		
a_{25}	3.293 (3.35)		2.945 (3.33)		- .402 (.36)		
a_{33}	- 6.797 (8.86)	.695 (4.88)	- 6.811 (9.90)	1.192 (42.0)	- 7.533 (10.0)	.754 (13.6)	.824 (13.6)
a_{34}	4.994 (4.29)		5.202 (4.73)		1.859 (2.08)		
a_{35}	1.065 (2.46)		1.165 (2.79)		.177 (.675)		
a_{44}	- 4.538 (1.54)	2.070 (17.0)	- 3.986 (1.35)	2.440 (31.0)	- 12.341 (4.94)	.176 (2.87)	.225 (3.14)
a_{45}	6.142 (4.64)		5.634 (4.46)		2.242 (4.68)		
a_{55}	- 9.674 (1.05)	24.98 (26.0)	- 7.499 (.85)	24.637 (34.0)	- 2.570 (1.99)	.640 (8.27)	.547 (4.85)
β_1	.578 (110)	.574 (93.0)	.579 (118)	.569 (164.0)	.898 (118)	.879 (451.0)	.879 (405.0)
β_2	.081 (8.33)	.091 (43.0)	.078 (7.67)	.092 (63.0)	.041 (9.94)	.024 (24.0)	.026 (25.0)
β_3	.34 (3.6)	-.011 (.71)	.045 (7.32)	.035 (12.5)	.010 (2.28)	.018 (13.4)	.018 (11.6)
β_4	.116 (9.37)	.116 (45.0)	.118 (9.33)	.120 (74.0)	.015 (5.09)	.029 (47.0)	.032 (71.2)
β_5	.191	.230	.180	.184	.036	.050	.045
ϱ	.155 (1.80)	.455 (5.26)			- .111 (5.9)	- .115 (4.64)	
$\ln L$	165.09	128.69	164.04	121.32	230.16	197.05	191.73

bezeichnet wird. Unter der Annahme exogener Preisvariablen stellen die Modelle A und B Systeme scheinbar unkorrelierter Gleichungen mit Restriktionen über die Gleichungen dar. Die Schätzung erfolgte mit Hilfe eines von E. R. Berndt entwickelten Algorithmus, der im Schätzprogramm TSP 3.5 implementiert ist. Die Interpretation der Ergebnisse wird anhand der Preis- und Einkommenselastizitäten der Tabellen (2) und (3) vorgenommen.

2.1. Einkommenselastizitäten des Modells B (Bestandsmodell)

Aus Tabelle (2) ergibt sich, daß die Einkommenselastizitäten β_i/w_i des Modells wenig sensitiv sind gegenüber Modellunterschieden. Eine Ausnahme bildet der negative marginale Budgetanteil für Kleidung im LES mit Autokorrelation 1. Grades. Die nichtdauerhaften Güter haben eine im Zeitablauf konstante Einkommenselastizität von ungefähr 0,90. Für Fahrzeuge ergibt sich eine Einkommenselastizität größer eins (Luxusgüter), die jedoch im Zeitablauf stark abnimmt, so daß die Fahrzeugnachfrage einer gewissen Sättigung zustrebt. Für die Gütergruppe Lederwaren, Kleidung ergibt sich eine sehr geringe Einkommenselastizität nahe 0,3. Für sonstige dauerhafte Güter ist die Einkommenselastizität geringfügig größer eins und im Zeitablauf stabil, während sich für finanzielle Aktiva eine zyklisch stark schwankende Einkommenselastizität ergibt, die jedoch deutlich über eins liegt. Diese Schwankungen kennzeichnen das prozyklische Sparverhalten in der BRD. Durch die Berücksichtigung von Zinsen und Nutzungskosten dauerhafter Güter können die zyklischen Schwankungen der Sparelastizität nicht erklärt werden. Die Einkommenselastizitäten werden im allgemeinen auch durch das LES zuverlässig geschätzt.

2.2. Preiselastizitäten des Modells B (Bestandsmodell)

Erhebliche Unterschiede zwischen LES und verallgemeinertem LES erhalten wir allerdings für die Preiselastizitäten, wobei jedoch die Unterschiede zwischen den Modellen mit und ohne Autokorrelation der Störvariablen gering sind. Die in der Tabelle ausgewiesenen Preiselastizitäten geben die relative Änderung der Käufe e_i in Bezug auf eine relative Änderung der Nutzungskosten (p_i^*) an. Während die Preise dauerhafter Güter (einschließlich Realzinsen) in beiden Systemen keinen Einfluß auf die Nachfrage nach nichtdauerhaften Gütern haben, haben alle Güterpreise einen hohen Einfluß auf die Ersparnis (siehe die letzten vier Zeilen der Tab. 2). Dauerhafte und nichtdauerhafte Güter sind in hohem Maße Substitute der Ersparnis. Auch der Einfluß der Realzinsen auf die Ersparnis ist 1980 mit ungefähr $-.65$ in beiden Systemen erheblich. Allerdings ergaben sich für beide Systeme nur ge-

Tabelle 2: Preiselastizitäten $\varepsilon_{ij} = (\partial e_i / \partial p_j^*) \cdot (p_j^* / e_i)$ und Einkommenselastizitäten (β_i / w_i) für 1970 und 1980 der Bestandsmodelle 1) VLES (Autok.) 2) VLES 3) LES (Autok.) 4) LES

i	j	ND		FA		LE		SD		FI		β_i / w_i			
		70	80	70	80	70	80	70	80	70	80	63	70	80	
Gut	Modell														
	VLES	1	-.12	-.16	-.02	.01	.19	.16	.01	.04	.01	.02	.87	.93	.91
		2	-.12	-.16	-.02	.01	.19	.17	.01	.04	.01	.02	.87	.93	.91
	LES	3	-.09	-.14	.03	.05	.08	.08	.04	.06	-.45	.03	.86	.92	.90
4		-.06	-.12	.02	.04	.06	.06	-.03	.05	-.0003	.31	.85	.92	.89	
FA	VLES	1	-.92	.55	.13	.001	.63	.67	-.255	-.158	.18	.22	2.32	1.66	1.28
		2	-.73	.62	.17	.06	.04	.21	-.310	-.199	.22	.25	2.23	1.59	1.22
	LES	3	1.29	2.14	-.10	-.22	.54	.56	.26	.43	-.03	.23	2.61	1.87	1.44
		4	.93	1.86	-.08	-.19	.39	.45	.19	.39	-.02	.23	2.63	1.88	1.45
LE	VLES	1	1.62	1.57	.09	.10	-.53	-.48	1.70	1.38	.03	.03	.27	.29	.32
		2	1.75	1.73	-.06	-.03	-.51	-.47	1.76	1.44	.24	.04	.36	.39	.42
	LES	3	-.04	-.08	-.01	-.01	-.19	-.21	-.01	-.02	.10	.01	-.09	-.09	-.10
		4	.10	.22	.02	.04	-.13	-.16	.02	.05	-.0002	.03	-.28	.30	.32
SD	VLES	1	.37	1.27	-.150	-.95	3.90	2.97	-.32	-.36	.55	.37	1.17	1.20	1.16
		2	.38	1.25	-.183	-1.19	3.99	3.03	-.30	-.35	.53	.37	1.19	1.22	1.18
	LES	3	.96	1.62	.16	.26	.41	.43	-.14	-.25	-.02	.17	1.16	1.19	1.15
		4	.72	1.46	.12	.24	.31	.35	-.10	-.22	-.02	.18	1.21	1.24	1.20
FI	VLES	1	5.63	13.08	1.07	2.09	2.11	3.88	2.93	4.01	-.39	-.64	2.61	1.63	2.09
		2	4.97	11.98	1.03	1.95	1.80	3.40	2.73	3.77	-.39	-.67	2.46	1.54	1.97
	LES	3	6.85	18.81	1.13	3.03	2.89	4.93	1.36	3.77	.07	-.61	3.15	1.97	2.52
		4	3.94	13.08	.66	2.12	1.68	3.16	.86	2.72	.45	-.66	2.53	1.58	2.03

Dabei bezeichnet ND = nichtdauerhafte Güter, FA = Fahrzeuge, LE = Lederwaren, Kleidung, SD = Sonstige dauerhafte Güter und FI = Finanzielle Aktiva.

ringe Einflüsse der Nutzungskosten für finanzielle Aktiva (Realzinsen) auf die Ausgaben für Güter (Spalte FI der Tab. 2). Da die Realzinsen jedoch in den Nutzungskosten enthalten sind, wird der Zinseinfluß auch auf diesem Weg transmittiert.

Innerhalb der drei dauerhaften Güterarten weist das verallgemeinerte LES, mit Ausnahme des Einflusses der Preise nichtdauerhafter Güter für die Ausgaben für Fahrzeuge und für sonstige dauerhafte Güter, deutlich höhere und teilweise negative Preiselastizitäten (Komplemente) aus. Aufgrund eines Likelihood-Ratio-Tests muß das LES B3 abgelehnt werden.

2.3. Vergleich der Elastizitäten von Modell B und A

Die Einkommens- und Preiselastizitäten für das myopische Ausgaben-system (16c) sind in Tabelle (3) gegeben. Mit Ausnahme der finanziellen Aktiva sind die Unterschiede zu den Einkommenselastizitäten des Bestandsmodells (Tabelle 2) nicht sehr groß. Die Ersparnisse sind jedoch im myopischen System kaum von den Realzinsen abhängig. Ebenso ist der Einfluß der Güterpreise auf die Ersparnisse gering. Ferner ergeben sich in den Preiselastizitäten zum Teil andere Vorzeichen und Größenordnungen gegenüber dem Bestandsmodell B. Übereinstimmung besteht jedoch darin, daß auch das LES in Modell A die Preiselastizitäten der Nachfrage tendenziell unterschätzt.

VI. Schlußfolgerung

Aus den Ergebnissen leiten wir ab, daß es für die Schätzung der Zins- und Preiseinflüsse auf die Ersparnis und die Nachfrage nach dauerhaften Gütern unerläßlich ist, das Konzept der Nutzungskosten konsequent anzuwenden. Modelle, die dauerhafte Güter wie nichtdauerhafte Güter behandeln, unterschätzen tendenziell die Preisreagibilität der Güternachfrage und insbesondere die Preis- und Zinsabhängigkeit der Ersparnis. Damit wird ein wichtiger Transmissionsmechanismus zwischen dem monetären und dem realen Sektor der deutschen Volkswirtschaft unzureichend erfaßt. Das restriktive lineare Ausgabensystem ist im Vergleich zu dem verallgemeinerten linearen Ausgabensystem anhand des Likelihood-Verhältnis-Tests abzulehnen und liefert einen zu geringen Preiseinfluß auf den Konsum. Die Schätzungen zeigen insbesondere

- (1) daß trotz großer Zins- und Preiseinflüsse auf die Ersparnis die Einkommenselastizität der Ersparnis erheblichen zyklischen Schwankungen unterliegt,

Tabelle 3: Preis- und Einkommenselastizitäten für 1970 und 1980 der myopischen Ausgabenmodelle A 1, 3, 4

Gut	Modell	ND		FA		LE		SD		FI		β_i/w_i		
		70	80	70	80	70	80	70	80	70	80	63	70	80
ND	VLES 1	-.15	-.13	-.02	.01	.16	.13	.04	.02	.002	.004	1.02	1.04	1.02
	LES 3	-.09	-.09	.06	.05	.02	.02	.03	.03	.001	.003	.99	1.02	.99
	LES 4	-.09	-.09	.06	.05	.02	.02	.03	.03	.006	.004	.99	1.00	.99
FA	VLES 1	-5.77	-3.93	-.22	-.18	4.78	3.67	7.04	4.98	-.13	-.08	3.15	2.10	2.19
	LES 3	.91	1.02	-.06	-.05	.03	.03	.03	.04	.01	.004	1.87	1.24	1.30
	LES 4	.95	1.07	-.06	-.05	.02	.03	.03	.04	.008	.005	2.02	1.42	1.40
LE	VLES 1	2.09	1.85	1.35	1.16	-.28	-.21	.65	.51	.03	.02	.14	.14	.16
	LES 3	.19	.24	.02	.01	-.02	-.03	.01	.008	.001	.001	.26	.26	.30
	LES 4	.18	.22	.02	.01	-.02	-.02	.01	.008	.001	.001	.26	.26	.29
SD	VLES 1	2.54	2.00	4.27	3.10	1.40	1.01	-.24	-.15	.55	.32	.50	.46	.49
	LES 3	.64	.73	.05	.04	.02	.02	-.03	-.03	.004	.003	.96	.88	.93
	LES 4	.67	.77	.06	.05	.02	.02	-.02	-.03	.005	.004	1.04	1.00	1.00
FI	VLES 1	3.32	6.15	.28	.59	.20	.27	1.81	1.59	-.02	-.01	8.78	3.83	6.60
	LES 3	3.86	7.10	.31	.44	.12	.23	.14	.25	-.005	-.003	12.0	5.25	9.04
	LES 4	3.42	6.37	.30	.42	.08	.18	.12	.22	-.005	-.004	11.11	9.18	8.35

- (2) daß die Güternachfrage nicht von den Nutzungskosten für finanzielle Aktiva abhängt,
- (3) daß die Einkommenselastizitäten relativ zuverlässig geschätzt werden können,
- (4) daß die deutlich abnehmende Einkommenselastizität für die Gütergruppe „Fahrzeuge“ eine Tendenz zu zunehmender Sättigung erkennen läßt. Demgegenüber sind die Einkommenselastizitäten der anderen Gütergruppen relativ stabil.

Zusammenfassung

Zins- und Preisänderungen sind eine mögliche Ursache des zyklischen Konsumverhaltens, das sich vor allem in Änderungen des Sparens und der Käufe dauerhafter Güter zeigt. In der vorliegenden Untersuchung wird ein verallgemeinertes lineares Ausgabensystem für dauerhafte Güter entwickelt und anhand von Daten für die Bundesrepublik Deutschland geschätzt. Die Ergebnisse zeigen, daß die Preiseinflüsse auf den Konsum unterschätzt werden, wenn man das Konzept der Nutzungskosten dauerhafter Güter nicht anwendet. Es ergab sich vor allem, daß

1. Realzinsen und Nutzungskosten dauerhafter Güter einen großen Einfluß auf die Ersparnis haben,
2. Realzinsen die Nachfrage nach dauerhaften Gütern und nicht-dauerhaften Gütern kaum beeinflussen,
3. für alle Gütergruppen, mit Ausnahme der Gruppe Kleidung, insbesondere auch für Kraftfahrzeuge, die Einkommenselastizitäten der Nachfrage für 1980 nicht wesentlich von eins verschieden sind (Sättigung).

Summary

Variations of interest rates and prices do probably cause cyclical changes in saving as well as in the demand for durable goods. In this contribution a generalized linear expenditure system for durable goods is developed and estimated for West-Germany. Comparing this system with a 'myopic' system, it is shown that price effects on consumption are underestimated by the latter. The main results are:

1. Real interest rates as well as user costs of durable goods effect mainly savings
2. Real interest rates do not effect the demand for durable and nondurable goods significantly
3. The income elasticities of different commodity groups are not far from unit, except the very small income elasticity for clothing.

Literatur

- Anderson, G. J.* (1982), Investments and Profits in the Industrial and Commercial Sector, in: W. E. Martin (ed.), *The Economics of the Profit Crisis*, 148 - 163, London.
- and R. *Blundell* (1982), Estimation and Hypothesis Testing in Dynamic Singular Equation-Systems, *Econometrica* 50, 1559 - 1571.
- Berndt, E. R.* and N. E. *Savin* (1975), Estimation and Hypothesis Testing in Singular Equation Systems with Autoregressive Disturbances, *Econometrica* 43, 937 - 957.
- Davidson, J., D. F. Hendry et al.* (1978), Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship between Consumers' Expenditure and Income in the UK, *Economic Journal* 88, 661 - 692.
- Deaton, A. A.* and J. *Muellbauer* (1980), *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge.
- Diewert, W. E.* (1971), An Application of the Shephard Duality Theorem: A Generalized Leontief Production Function, *Journal of Political Economy* 79, 481 - 507.
- Philips, L.* (1974), *Applied Consumption Analysis*, Amsterdam.
- Statistisches Bundesamt (Hrsg.) (1982), *Ergebnisse der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen nach Wirtschaftsbereichen und Gütergruppen*, Fachserie 18, Reihe S.5, Wiesbaden.