

Der Einfluß sozioökonomischer Größen auf die individuelle private Nachfrage nach dauerhaften Konsumgütern

Eine Anwendung der diskreten Entscheidungsmodelle
LOGIT und TOBIT*

Von Joachim Merz

Die private Konsumnachfrage ist für viele wirtschafts- und sozialpolitische Fragestellungen von großem Interesse. In diesem Artikel soll der Einfluß sozioökonomischer Größen auf den wichtigen Bereich der privaten Nachfrage nach dauerhaften Konsumgütern untersucht werden. Auf der Mikroebene, für individuelle Haushalte, ist dafür vor allem die Entscheidungssituation „Kauf oder Nichtkauf“ zu modellieren. Die individuelle Ausgabenentscheidung und die Bestimmung der damit verbundenen Ausgabenhöhe werden mit einem getrennten (LOGIT/OLS) und einem gemeinsamen (TOBIT) Modell formuliert. Beide Modelle werden sowohl in ihrem theoretischen Ansatz als auch in ihren empirischen Ergebnissen für mehr als 47 000 haushaltsindividuelle Daten verglichen.

0. Einleitung

Die private Nachfrage nach Konsumgütern steht heute mehr denn je im Vordergrund ökonomischen Interesses. Sie bestimmt einerseits die Absatzmöglichkeiten der Unternehmen, andererseits charakterisiert sie — mit den zahlreichen Verwendungsmöglichkeiten des Haushaltseinkommens für eine Fülle von Gütern und Diensten — die individuelle Wohlfahrtslage und die Chancen des einzelnen. Aggregiert ist zudem die private Nachfrage wesentlicher Bestandteil der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung und wird in der Arbeitsmarktpolitik als Stimulus zum Abbau bestehender Arbeitslosigkeit diskutiert.

Für die Beantwortung vieler wirtschafts- und sozialpolitischer Fragestellungen ist die Kenntnis der detaillierten Struktur der Nachfrage bzw. der Ausgaben privater Haushalte von zentraler Bedeutung. Von besonderem Interesse sind dabei Fragestellungen, die sich auf Individuen oder individuelle Haushalte beziehen, also Fragestellungen, die

* Frühere Versionen wurden auf dem Winter Symposium der Econometric Society, 5. - 7. Januar 1981 in Kopenhagen (Dänemark) und in dem Sfb 3-Arbeitspapier Nr. 46 (Merz (1981 b)) vorgetragen.

das Verhalten auf mikroanalytischer Ebene betreffen. Erst wenn die individuellen Bestimmungsgründe des privaten Konsums bekannt sind, können wirtschaftspolitische Maßnahmen im Nachfragebereich auch gezielt und wirkungsvoll eingesetzt werden.

Für die quantitative Analyse haushaltsindividueller Ausgabenentscheidungen — zur Erklärung, Prognose oder der Analyse alternativer Politiken — wird von daher ein mikroökonomisches Modell benötigt. Ein mikroökonomisches Modell dieser Art sollte den sozioökonomischen Hintergrund berücksichtigen, vor dem die Ausgabenentscheidungen eines Haushalts fallen.

Bei der Modellierung von Ausgaben auf Haushaltsbasis sind zwei Gruppen zu unterscheiden. Einmal sind es Ausgaben, die in der Regel bei allen Haushalten in einer Periode (z. B. in einem Jahr) anfallen. Bei solchen Ausgaben (wie z. B. für Energie, Nahrungsmittel oder Körper- und Gesundheitspflege) wird es sich typischerweise um Verbrauchsgüter handeln, die auch in jeder Periode wieder in unterschiedlicher Höhe anfallen werden. Andererseits gibt es Ausgaben, die nur von einem Teil der Haushalte in einer Periode bzw. von einem Haushalt nur in längeren Zeitabständen getätigt werden. Beispielhaft hierfür sind Ausgaben für den Kauf von Automobilen, Kühlschränken, Fernsehern etc., typischerweise also Ausgaben für dauerhafte Konsumgüter.

Das Interesse dieses Artikels richtet sich auf die sozioökonomische Analyse und Modellierung der zuletzt genannten Ausgaben, den Ausgaben für dauerhafte Konsumgüter.

In dem Gesamtmodell individueller Ausgabenentscheidungen, das für den Einkommensverwendungsteil des Sfb 3-Mikrosimulationsmodells¹ konzipiert ist, werden die Ausgaben für Verbrauchsgüter und die Ersparnis durch ein komplettes Nachfragesystem, dem „Functionalized Extended Linear Expenditure System (FELES)“ modelliert². Die Funktionsweise des Gesamtmodells wird beschrieben in Merz (1980 c, 1981 a).

1. Die Modelle

Das zentrale Problem bei der Behandlung der Ausgaben für dauerhafte Konsumgüter auf der Mikroebene ist die Entscheidung über den Eintritt eines Ausgabenereignisses für einen Einzelhaushalt in einer Periode. Wie schon angedeutet, werden dauerhafte Konsumgüter in der Regel nicht jede Periode gekauft, d. h., nur eine vergleichsweise geringe

¹ Das Mikrosimulationsmodell des Sonderforschungsbereichs 3 „Mikroanalytische Grundlagen der Gesellschaftspolitik“ der Universitäten Frankfurt und Mannheim wird z. B. beschrieben in *Galler und Wagner* (1981).

² Vgl. *Merz* (1980 a, c).

Anzahl von Haushalten wird solche Ausgaben in einer Periode vornehmen. Eine Modellierung mit durchschnittlichen Konsumgüterausgaben für alle Haushalte einer Periode ist von daher nicht geeignet; in anderen Worten: Der traditionelle „typische repräsentative Konsument“ ist nicht der geeignete Ansatz, um die individuelle Kaufentscheidung zu modellieren.

Zur Illustration: Für ein weitverbreitetes Gut wie Kühlschränke waren 1969 bei nur 6 % aller ca. 20 000 000 deutschen Haushalte entsprechende Ausgaben zu verzeichnen. Wachsender Wohlstand mit zunehmender Ausstattung dauerhafter Konsumgüter verdeutlicht, daß für die Analyse der Ausgabenentscheidung dauerhafter Konsumgüter nicht ein alle Haushalte betreffender, sondern ein haushaltsindividueller Entscheidungsansatz angemessen ist.

Ist durch ein geeignetes Modell ein Ausgabenereignis für eine Mikro-einheit, einen Haushalt bestimmt, ist noch die zugehörige Ausgabenhöhe zu bestimmen.

Prinzipiell können zwei Wege zur Lösung des Problems, welche Ausgaben einzelne Haushalte in welcher Höhe für bestimmte Gebrauchsgüter haben, beschritten werden: Ein getrennter und ein gemeinsamer Ansatz der Modellierung und Bestimmung des Eintritts eines Ausgabenereignisses und seiner entsprechenden Ausgabenhöhe.

Getrennte Erklärung eines Ausgabenereignisses und der Ausgabenhöhe — das LOGIT/OLS-Modell

Betrachten wir den getrennten Ansatz, so ist zunächst ein Ausgabenereignis für ein bestimmtes Gut³ und einen Haushalt zu bestimmen. Damit ist ein Regressionsproblem mit beschränkt abhängigen Variablen in einem diskreten (hier zweiwertigen) Entscheidungsmodell angesprochen. Diskrete Entscheidungsmodelle, „qualitative response models“, beanspruchen in den letzten Jahren ein wachsendes Interesse in den Bereichen der Haushalts- und Unternehmensanalyse. Für den hier interessierenden Haushaltsbereich seien Arbeiten erwähnt zu Transportmöglichkeiten (*Domencich und McFadden (1975)*), zur Beschäftigung (*Boskin (1974)*), zum Beschäftigtenstatus (*Heckman und Willis (1977)*) und nicht zuletzt zum Kauf dauerhafter Konsumgüter (*Cragg (1971)* und *Hausman (1979)*). Für einen Überblick vergleiche z. B. *McFadden (1976)*, *Manski und McFadden (1981)* sowie *Amemiya (1981)*.

³ Wir beschränken unsere Analyse auf einen Einzelgleichungsansatz und nehmen damit die Unabhängigkeit von irrelevanten Alternativen an; ein simultaner Ansatz für mehrere Güter wird am Ende des Artikels kurz diskutiert.

In einem ökonometrischen Modell ist die Wahrscheinlichkeit für den Eintritt eines Ausgabenereignisses zu bestimmen. In Verbindung mit einem Regressionsansatz können verschiedene Transformationen verwendet werden, die die auf das Intervall $[0,1]$ beschränkte Wahrscheinlichkeit in eine unbeschränkt abhängige Variable transformiert (z. B. die Inverse der Normalverteilungstransformation in der PROBIT-Analyse⁴).

Das LOGIT-Modell⁵ verwendet zur Schätzung und Bestimmung der Wahrscheinlichkeit eines Ereignisses die Transformation F^{-1} der bedingten Wahrscheinlichkeit $p_h(x_h)$ in dem folgenden log-linearen Ansatz

$$(1) \quad F^{-1}(p_h(x_h)) = \log \frac{p_h}{1 - p_h} = \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kh} = \beta' x_h,$$

wobei p_h die Wahrscheinlichkeit des Eintritts eines Ereignisses (hier ein Ausgabenereignis für ein dauerhaftes Konsumgut) des h -ten Haushalts bei gegebenen Werten der erklärenden Variablen x_h ($x_h = x_{1h}, \dots, x_{Kh}$) und β der zu schätzende K -Parametervektor ist.

Der Ausdruck „logit“: $\log p_h/(1 - p_h)$ ⁶ der linken Seite von (1) ist zurückzuführen auf die logistische Funktion, die die Transformation $F()$ ist, aus der die Wahrscheinlichkeit p_h errechnet werden kann (weit weniger aufwendig als in der PROBIT-Analyse):

$$(2) \quad F(\beta' x_h) = p_h(x_h) = \frac{\exp(\beta' x_h)}{1 + \exp(\beta' x_h)}$$

Der Parametervektor β kann durch einen Maximum Likelihood-Schätzer ermittelt werden, der die Variablenwerte jedes einzelnen Haushalts als Beobachtungen verwendet⁷.

Ein Ziel dieses Artikels ist es, für das Modell mit einer beschränkt abhängigen Variablen einen relativ einfachen Ansatz (LOGIT) und Schätzer mit einem aufwendigeren Ansatz (TOBIT) und zugehörigem Schätzer zu vergleichen. Das LOGIT-Modell soll dafür auf der Basis gruppierter Daten mit einem generalisierten Kleinstquadratansatz (GLS) geschätzt werden, bei dem die einzelnen Wahrscheinlichkeiten

⁴ Vgl. z. B. *Finney* (1952); eine andere Transformation, die auf der Gombertzfunktion basiert, führt zu dem GOMBIT-Modell (*Brennan* (1949)).

⁵ Vgl. *Berkson* (1944) und *Theil* (1967), 71 - 76.

⁶ Der Term $p_h/(1 - p_h)$ wird „odd“ genannt.

⁷ Die zu maximierende Likelihood-Funktion lautet in diesem Fall

$$L(y_h | x_h) = \prod_{h=1}^H \{F(\beta' x_h)\}^{y_h} \{1 - F(\beta' x_h)\}^{1-y_h}$$

mit y_h als der zweiwertigen (0,1) abhängigen Variablen und $F()$ als der logistischen Transformation (vgl. z. B. *Nerlove* und *Press* (1973)).

durch relative Häufigkeiten (Anzahl der Ereignisseintritte in einer Gruppe dividiert durch alle Beobachtungen der Stichprobe) approximiert werden:

$$(3) \quad L_g = \beta_0 + \sum_{k=2}^K \beta_k \bar{x}_{kg} + \varepsilon_g \quad (g = 1, \dots, G)$$

mit

$$L_g = \log [f_g / (1 - f_g)]; \quad f_g = n_g^* / n_g$$

n_g^* = Anzahl der Ereignisseintritte

(z. B. Häufigkeit der (positiven) Ausgaben für ein Fernsehgerät)

n_g = Anzahl aller Fälle (Ereigniseintritt und Nichteintritt)

$\bar{x}_{kg} = 1/n_g \sum_{k \in S_g} x_k$; S_g = Menge aller Fälle einer Gruppe, arithmetisches

Mittel als eine Maßzahl zur Beschreibung der quantitativen Werte einer Gruppe g ($g = 1, \dots, G$)

ε_g = Fehlerterm;

oder kompakt mit

$$(4) \quad y = Z\beta + \varepsilon.$$

Der GLS-Schätzer ist dann⁸

$$(5) \quad \hat{\beta} = (Z' DZ)^{-1} Z' Dy,$$

wobei $D = [d_{gg} = n_g f_g (1 - f_g)]^9$ eine $G \times G$ diagonale Gewichtungsmatrix ist, die die unterschiedliche Besetzung in den Zellen berücksichtigt¹⁰.

Für eine Prognose mit diesem Modell kann dann mit dem geschätzten Parametervektor β und den Werten der erklärenden Variablen die Wahrscheinlichkeit für den Eintritt eines Ausgabenereignisses berechnet werden. Die konkrete Ausgabenentscheidung für einen Haushalt h wird dann wie folgt getroffen: Ein einzelner Haushalt h wird in einer Zeitperiode dann Ausgaben für ein dauerhaftes Konsumgut vornehmen, wenn eine zu ziehende gleichverteilte Zufallszahl aus dem Intervall $[0,1]$ kleiner oder gleich p_h aus Gleichung (2) bei gegebenen Haushaltscharakteristika x_h ist.

Ist ein Ausgabenereignis angezeigt, muß noch die Ausgabenhöhe bestimmt werden. Dies kann mit einem einfachen OLS-Schätzer geschehen, der nur die Haushalte mit positiven Ausgaben des betrachteten Konsumgutes berücksichtigt¹¹. Ein Vorteil dieses getrennten LOGIT/

⁸ Vgl. Theil (1967), 78 - 79.

⁹ Wenn der Logarithmus naturalis (ln) verwendet wird; wird der Logarithmus dualis (ld) genommen, dann muß d_{gg} multipliziert werden mit ln 2.

¹⁰ Vgl. Zellner und Lee (1965), 385 - 386.

¹¹ Vgl. Cragg (1971).

OLS-Ansatzes soll hier schon angesprochen werden: Die Variablen zur Erklärung des Ausgabenereignisses können hier verschieden sein von denen, die die entsprechende Ausgabenhöhe erklären. Unterschiedliches Verhalten — wie beispielsweise Impulsivität bei der Kaufentscheidung, aber eine rationale Abwägung bei der endgültigen Ausgabenhöhe — kann auf diese Weise berücksichtigt werden.

*Gemeinsame Erklärung eines Ausgabenereignisses
und der Ausgabenhöhe — das TOBIT-Modell*

In vielen ökonomischen Analysen gibt es Variablen, die die folgenden Charakteristika haben: Die Variable hat eine untere (obere) Grenze, die für eine bestimmte Anzahl von Beobachtungen gegeben ist. Für die verbleibenden Beobachtungen nimmt die Variable einen weiten Bereich von möglichen Werten an. In einer Querschnittsanalyse z. B. gibt es viele Haushalte mit keinen Ausgaben (untere Grenze = 0). Für die Haushalte aber, die solche Ausgaben haben, gibt es einen weiten Bereich möglicher positiver Werte.

Für die Erklärung einer solchen beschränkt abhängigen Variablen wird in der TOBIT-Analyse der *gleiche* Satz erklärender Variablen sowohl für den Grenzwert als auch für den gesamten Wertebereich verwendet. Es wird dabei angenommen, daß bestimmte Variablen, wie Einkommen oder eine bestimmte Ausstattung eines dauerhaften Konsumgutes, sowohl die Wahrscheinlichkeit für den Grenzwert (kein Ausgabenereignis) als auch die Ausgabenhöhe im Ausgabenfall beeinflussen.

Steht allein die Grenzwert- oder Schwellenwertbetrachtung im Vordergrund, so ist die weiter oben beschriebene LOGIT-Prozedur geeignet, das Wahlproblem „zu kaufen oder nicht zu kaufen“ zu behandeln. Die nicht limitierten Fälle mit einem weiten Bereich von Werten sind von hauptsächlichem Interesse für die Regressionsanalyse. Die gemeinsame Behandlung beider Ansätze bildet die Basis für *Tobins* (1958) Ansatz.

In Anlehnung an *Amemiya* (1973) kann das beschriebene Problem beschränkt abhängiger Variablen geschrieben werden als

$$(6) \quad y_h = \begin{cases} \beta'_0 x_h + \varepsilon_h & \text{wenn } RS^{12} > 0 \\ 0 & \text{wenn } RS \leq 0, \end{cases}$$

mit y_h hier als Ausgaben für ein Konsumgut eines Haushalts h ($h = 1,$

¹² RS = rechte Seite.

$\dots, H)$, β_0 als der K -Parameter Vektor, x_h wieder als der K -Vektor der Regressoren und ε_h als unabhängiger Fehlerterm mit $N(0, \sigma_0^2)$.

Das Problem besteht nun darin, β_0, σ_0^2 auf der Basis der Beobachtungen $y_1, y_2, \dots, y_H$ und $x_1, x_2, \dots, x_H$ bei beschränkter Verteilung des Fehlerterms zu schätzen. Amemiya¹³ hat hierzu einen Maximum Likelihood-Schätzer mit einer abgeschnittenen Normalverteilung von ε_h entwickelt, der im Gegensatz zu dem von Tobin vorgezogenen „Newton“-Schätzer konsistent und asymptotisch normal verteilt ist. Die Likelihood-Funktion für (6) ist

$$(7) \quad L = \prod_S (1 - F_h) \prod_R \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_0^2}} e^{-(1/2\sigma_0^2)(y_h - \beta_0' x_h)^2},$$

mit $\prod_S$ und $\prod_R$, die die Multiplikation über die S Beobachtungen $y_h = 0$ (keine Ausgaben) bzw. R Beobachtungen $y_h \neq 0$ definieren, F_h ist die (kumulative) Verteilungsfunktion bewertet an der Stelle $\beta_0' x_h$ und repräsentiert die entsprechende Ausgabenwahrscheinlichkeit.

Die Maximierung der logarithmischen Form der Likelihood-Funktion (7)

$$\log L = \sum_S \log(1 - F_h) - \frac{R}{2} \log \sigma^2 - \frac{R}{2} \log 2\pi - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_R (y_h - \beta_0' x_h)^2$$

in bezug auf β_0 und σ_0 liefert — nach einigen Umformungen — die folgenden notwendigen Bedingungen der Maximum Likelihood-Lösung:

$$(8) \quad \hat{\sigma}_0^2 = \frac{1}{R} \sum_R (y_h - \hat{\beta}_0' x_h) y_h = \frac{1}{R} y' (y - X \hat{\beta}_0),$$

mit

$$y' = (y_1, y_2, \dots, y_R) \text{ und } X' = (x_1, x_2, \dots, x_R) \text{ und}$$

$$(9) \quad \hat{\beta}_0 = \underbrace{(X'X)^{-1} X'y}_{\hat{\beta}_R^{OLS}} - \hat{\sigma}_0 (X'X)^{-1} \bar{X}' \hat{\gamma}$$

mit

$$\bar{X}' = (x_{R+1}, x_{R+2}, \dots, x_H) \text{ und } \hat{\gamma}' = (\hat{\gamma}_{R+1}, \hat{\gamma}_{R+2}, \dots, \hat{\gamma}_H),$$

$$\hat{\gamma}_h = \frac{\hat{\varphi}_h}{1 - \hat{\Phi}_h} \quad (\hat{\varphi}_h = \text{Dichtefunktion der Standardnormalverteilung})$$

$$\hat{\Phi}_h = \text{Standardnormalverteilungsfunktion; beide bewertet an der Stelle } \hat{\beta}_0' x_h / \hat{\sigma}_0.$$

¹³ Vgl. Amemiya (1973), 988 ff.

Olsen (1978) hat gezeigt, daß im Falle der Lösung von (8 und 9) der gesuchte Maximum Likelihood-Schätzer gefunden ist.

Mit Gleichung (9) besteht der TOBIT-Schätzer aus einem OLS-Schätzer (β_R^{OLS}) der Unterstichprobe mit $y_h \neq 0$ und aus einem Term mit Beobachtungen dieser Unterstichprobe und den Grenzbeobachtungen der abhängigen Variablen mit $y_h = 0$.

Zur Lösung der nichtlinearen Beziehungen des Systems (8 und 9) wird eine iterative Prozedur benötigt. In Anlehnung an Fair (1977), 1723 - 1727, kann die Iterationsprozedur wie folgt zusammengefaßt werden:

a) Berechnung der iterationsunabhängigen Terme

$$\beta_R^{OLS}, y'X, y'y, (X'X)^{-1}X'$$

b) Iterationsteil

In der i -ten Iteration ist $\hat{\sigma}_o^{(i)}$ eine Funktion von $\hat{\beta}_o^{(i-1)}$

$$\hat{\sigma}_o^{(i)} = \left[\frac{1}{R} \underbrace{(y'y)}_{\text{fix}} - \underbrace{y'X \hat{\beta}_o^{(i-1)}}_{\text{fix}} \right]^{1/2}$$

und $\tilde{\beta}_o^{(i)}$ ist eine Funktion von $\hat{\sigma}_o^{(i)}$ mit

$$\tilde{\beta}_o^{(i)} = \underbrace{\beta_R^{OLS}}_{\text{fix}} - \hat{\sigma}_o^{(i)} \underbrace{(X'X)^{-1}X'}_{\text{fix}} \hat{\gamma}^{(i)}$$

$$\hat{\beta}_o^{(i)} = \hat{\beta}_o^{(i-1)} + \lambda (\tilde{\beta}_o^{(i)} - \hat{\beta}_o^{(i-1)}), \quad 0 < \lambda < 1$$

Dämpfungsfaktor.

Konvergenz ist erreicht, wenn $|(\hat{\beta}_o^{(i)} - \hat{\beta}_o^{(i-1)}) / \hat{\beta}_o^{(i)}|$ kleiner als eine zu wählende Schranke (eps) ist.

Die getrennten Berechnungen der iterationsunabhängigen Terme („fix“) erlaubt Iterationen allein über die $y_h \neq 0$ Beobachtungen und reduziert von daher den Rechenaufwand erheblich.

Nach Konvergenz kann die Varianz-Kovarianzmatrix der Parameter $\hat{\beta}_o$ und $\hat{\sigma}_o^2$ durch die Inverse von V bestimmt werden:

$$(10) \quad V = \begin{bmatrix} A_{KK} & B_{K1} \\ B'_{1K} & C_{11} \end{bmatrix} K+1, K+1,$$

wobei

$$\begin{array}{lcl}
 A_{KK} = \sum_{h=1}^H a_h x_h x'_h & \left| \right. & a_h = -\frac{1}{\hat{\sigma}_o^2} \left(z_h \hat{\varphi}_h - \frac{\hat{\varphi}_h}{1 - \hat{\Phi}_h} - \hat{\Phi}_h \right) \\
 B_{K1} = \sum_{h=1}^H b_h x_h & \left| \right. & b_h = \frac{1}{2 \hat{\sigma}_o^3} \left(z_h^2 \hat{\varphi}_h + \hat{\varphi}_h - \frac{z_h \hat{\varphi}_h^2}{1 - \hat{\Phi}_h} \right) \\
 B'_{1K} = \sum_{h=1}^H b_h x'_h & \left| \right. & c_h = \frac{1}{4 \hat{\sigma}_o^4} \left(z_h^3 \hat{\varphi}_h + z_h \hat{\varphi}_h - \frac{z_h^2 \hat{\varphi}_h^2}{1 - \hat{\Phi}_h} - 2 \hat{\Phi}_h \right) \\
 C_{11} = \sum_{h=1}^H c_h & \left| \right. & z_h = \frac{\hat{\beta}'_o x_h}{\hat{\sigma}_o} ;
 \end{array}$$

mit *allen* Beobachtungen h ($h = 1, \dots, H$) der Stichprobe.

Für eine Prognose mit dem TOBIT-Modell wird zur Bestimmung der Ausgabenentscheidung und der Ausgabenhöhe wie folgt verfahren: Ein einzelner Haushalt h wird dann Ausgaben für ein dauerhaftes Konsumgut vornehmen (Ereigniseintritt), wenn

$$(11) \quad \hat{y}_h = \hat{\beta}'_o x_h + \tilde{\varepsilon}_h > 0 ,$$

wobei $\tilde{\varepsilon}_h$ eine Zufallszahl ist, die aus der Verteilung $N(0, \hat{\sigma}_o^2)$ zu ziehen ist. Die erwartete Ausgabenhöhe (Ereigniseintritt) bei gegebenen positiven Ausgaben $E[\hat{y}_h | \hat{y}_h > 0]$, kann bestimmt werden durch das stochastische Modell

$$(12) \quad \hat{y}_h = \hat{\beta}'_o x_h + \varepsilon_h^* \quad | \quad \hat{y}_h > 0 ,$$

ein Modell, das äquivalent zu (6) ist, wobei $\varepsilon_h^* > -\hat{\beta}'_o x_h$ nun eine Zufallsvariable einer abgeschnittenen Normalverteilung ist.

Zur Bestimmung der Ausgabenhöhe $E[\hat{y}_h]$ ist wegen $E[\hat{\beta}'_o x_h] = \hat{\beta}'_o x_h$ nun noch der Erwartungswert $E[\varepsilon_h^*]$ zu berechnen.

Die Dichtefunktion einer abgeschnittenen normalverteilten Variablen ε_h^* ist gegeben mit

$$(13) \quad f(\varepsilon_h^*) = \begin{cases} \frac{1}{F_{oh}} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_o^2}} e^{-\frac{1}{2}(\varepsilon_h^*/\sigma_o)^2} & , -\hat{\beta}'_o x_h < \varepsilon_h^* < \infty \\ 0 & , \text{sonst} , \end{cases}$$

wobei $F_{oh} = F(\hat{\beta}'_o x_h, \sigma_o^2)$ die Verteilungsfunktion einer zufälligen Variablen mit $N(\hat{\beta}'_o x_h, \sigma_o^2)$ ist. Der Erwartungswert einer abgeschnittenen normalverteilten Zufallsvariablen ist

$$(14) \quad E[\varepsilon_h^*] = \sigma_o^2 f_{oh} / F_{oh} ,$$

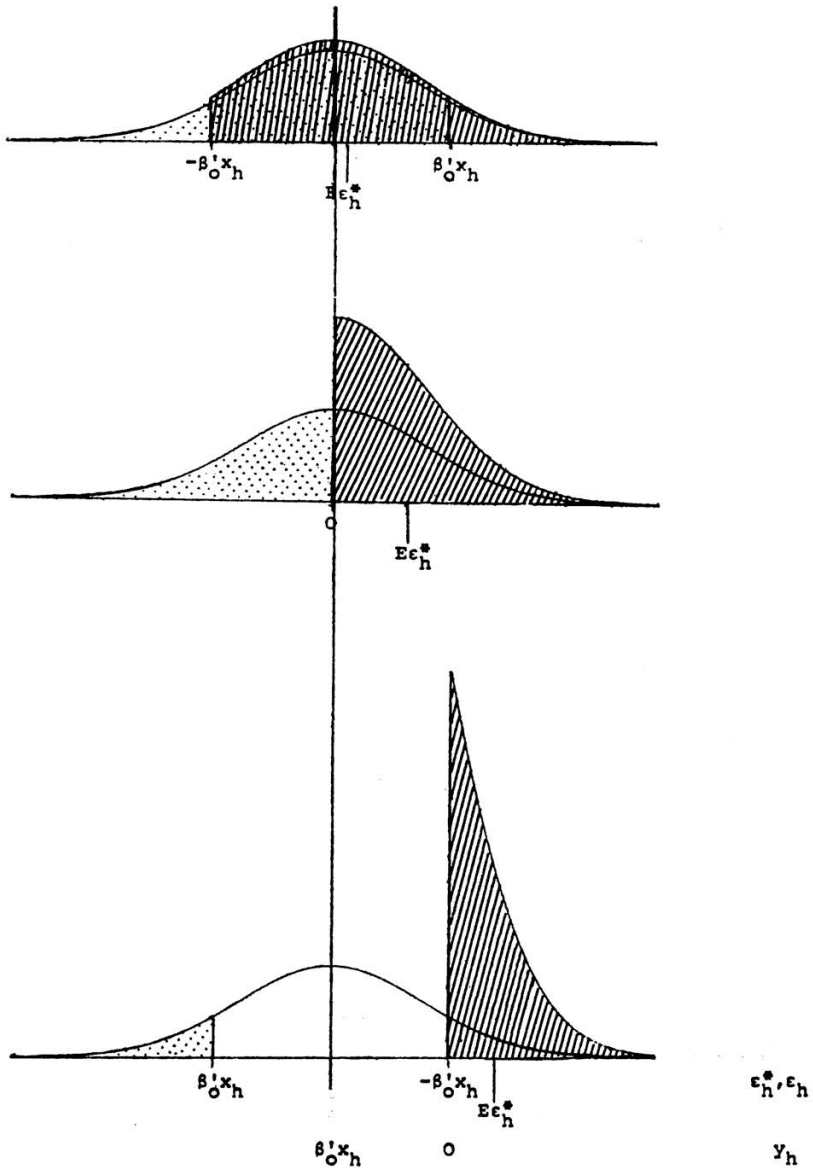


Abbildung 1 : Dichtefunktionen abgeschnittener normalverteilter Zufallsvariablen ('truncated normal density functions')

ϵ_h^* = abgeschnittene normalverteilte Zufallsvariable

ϵ_h = normalverteilte Zufallsvariable

$y_h = \beta'_0 x_h + \epsilon_h^*$

wobei $f_{oh} = f(\beta'_o x_h, \sigma_o^2)$ die Dichtefunktion einer Zufallsvariablen mit $N(\beta'_o x_h, \sigma_o^2)$ ist.

Zusammengenommen ergibt sich die erwartete Ausgabenhöhe bei gegebenen positiven Ausgaben mit

$$(15) \quad E[y_h | y_h > 0] = E[\beta'_o x_h + \varepsilon_h^*] \\ = \hat{\beta}'_o x_h + \hat{\sigma}_o^2 \hat{f}_{oh} / \hat{F}_{oh}$$

mit $\hat{f}_{oh}$, $\hat{F}_{oh}$ als den entsprechenden Funktionen bewertet an der Stelle $(\hat{\beta}'_o x_h, \hat{\sigma}_o^2)$.

In Abbildung 1 sind einige Dichtefunktionen abgeschnitten normalverteilter Zufallsvariablen illustriert. Angewendet auf unser Ausgabenproblem repräsentiert die gepunktete Fläche die Wahrscheinlichkeit eines Haushalts mit (positiven) Ausgaben. Die Linie oberhalb der schraffierten Fläche beschreibt die Dichtefunktion der abgeschnittenen normalverteilten Variablen, abgeschnitten an der Stelle $-\beta'_o x_h$. In Abbildung 1 charakterisiert das oberste Bild eine Situation mit einer relativ hohen (Ausgaben-)Wahrscheinlichkeit, die Verteilung sieht der Normalverteilung ähnlich. Eine relativ kleine (Ausgaben-)Wahrscheinlichkeit führt zu der im unteren Bild gegebenen abgeschnittenen Verteilung, die typisch für die empirischen Ergebnisse von nur relativ wenigen Ausgaben für dauerhafte Konsumgüter einer Stichprobe ist.

Ist jedoch im Falle einer geringen Ausgabenwahrscheinlichkeit die Ausgabenhöhe eng um den Erwartungswert der Ausgabenhöhe selbst verteilt, so dürfte der TOBIT-Ansatz — wegen der ausgeprägten Verteilungsspitze um $\beta'_o x_h$ — nicht der geeignete sein. Ein getrennter Ansatz, der die Verteilung der Ausgabenhöhe unabhängig von der Verteilung des Ausgabenresultates adäquat wiedergibt, dürfte in diesem Fall geeigneter sein.

Nach der Diskussion des getrennten (LOGIT/OLS) und des gemeinsamen Modells (TOBIT) sollen nun einige empirische Ergebnisse präsentiert werden, die den Einfluß sozioökonomischer Variablen auf die Ausgabenentscheidung und die Ausgabenhöhe dauerhafter Konsumgüter auf der Mikroebene zum Gegenstand haben.

2. Empirische Ergebnisse

Die Datenbasis für unser mikroökonomisches Modell ist die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1969¹⁴ (im weiteren EVS '69), eine

¹⁴ Vgl. Statistisches Bundesamt (1974).

Querschnittsstichprobe mit einer Fülle von Informationen für jeden der 47 383 Haushalte.

Die EVS '69 ist als Rahmen einer detaillierten Analyse des Ausgabenverhaltens besonders geeignet, da detaillierte Informationen über verschiedene Ausgabenkategorien und eine Fülle von Daten bezüglich der Haushaltscharakteristika einschließlich soziodemographischer und sozioökonomischer Variablen vorliegen, und nicht zuletzt die EVS '69 immer noch die neueste verfügbare repräsentative Mikrodatenbasis bezüglich der Einkommens- und Ausgabensituation der privaten Haushalte in der Bundesrepublik Deutschland ist.

Die folgenden zehn ausgewählten dauerhaften Konsumgüter werden analysiert:

1. Kühlschrank
2. Tiefkühltruhe, -schrank
3. Elektrische Waschmaschine (mit und ohne Schleuder), Wäscheschleuder, Geschirrspülmaschine
4. Elektrische Nähmaschine, Staubsauger (incl. elektr. Teppichklopper), elektrischer Grill, elektrischer Heimbügler
5. Personenkraftwagen
6. Zweirad (incl. Motorrad, -roller, Moped, Motorfahrrad (Mofa), Fahrrad)
7. Fernsehgerät (auch Fernsehtruhe, Phonokombination (Truhe) mit Fernsehgerät)
8. Rundfunkgerät (auch Musiktruhe), Tonbandgerät, Plattenspieler, Phonokombination (Truhe) ohne Fernsehgerät)
9. Foto-, Filmapparat, Projektor für Dia oder Film
10. Grundstück, Gebäude, Eigentumswohnung u. ä.

Tabelle 1 enthält eine Deskription der Ausgabenereignisse und Ausgabenhöhen für diese dauerhaften Konsumgüter in der EVS '69. Da die Stichprobe keine Zufallsstichprobe ist, hat jeder Haushalt einen bestimmten und unterschiedlichen Hochrechnungsfaktor, der die Repräsentativität bezüglich spezifischer soziodemographischer Variablen sichert. In Tabelle 1 sind jeweils die hochgerechneten Werte ausgewiesen. Ohne auf die Tabelle im einzelnen eingehen zu wollen, sollen zwei Charakteristika festgehalten werden: Erstens, es gibt eine relativ geringe Anzahl von Ausgabenereignissen (ein Ausgabenereignis ist durch alle Ausgaben eines Haushaltes für eine Ausgabenkategorie während des Jahres 1969 gegeben); zweitens, Immobilien und Personenkraftwagen sind die dominanten Kategorien mit 82 % aller Ausgaben für dauerhafte Konsumgüter.

Tabelle 1: Ausgabenereignisse und Ausgabenhöhen für dauerhafte Konsumgüter aller 47 383 Haushalte in der EVS '69

Dauerhaftes Konsumgut	Ausgabenereignisse ^{a)}			Ausgabenhöhe			Standard- Abwei- chung
	N ^{b)}	‰ ^{c)}	‰ ^{d)}	DM ^{b)}	‰	Mittel ^{e)}	
1. Kühlschrank	1 219 652	5.14	5.94	374 279 700	0.96	284.74	152.87
2. Tiefkühltruhe, -schrank	699 934	2.95	3.41	340 629 905	0.95	486.66	248.68
3. Waschmaschine, Geschirrspüler (Elektr.)	2 147 350	9.06	10.46	1 374 577 780	3.82	640.13	442.21
4. Höherwertige Haushaltsgeräte (Elektr.)	3 494 177	14.74	17.02	788 375 013	2.19	225.63	217.37
5. Personenkraftwagen	2 352 195	9.92	11.46	11 134 575 596	30.92	4 733.70	3 348.81
6. Zweirad	2 786 509	11.75	13.58	500 006 680	1.39	179.44	220.22
7. Fernseher	2 220 306	9.36	10.82	1 442 520 876	4.01	649.69	594.53
8. Radio, Tonband, Plattenspieler ..	4 195 717	17.69	20.44	1 214 636 746	3.37	289.49	320.23
9. Foto-, Filmapparate	2 798 771	11.81	13.64	489 082 914	1.36	174.75	276.13
10. Immobilien	1 797 284	7.58	8.76	18 376 960 498	51.03	10 224.85	25 617.18
Alle Kategorien	23 711 895	100.00		36 008 645 708	100.00	1 518.59	7 874.16
Alle Haushalte	20 524 977		100.00				

a) Mehrfachnennungen hinsichtlich verschiedener Gütergruppen möglich. — b) Hochgerechnete Werte. — c) Bezüglich aller Ausgabenereignisse. — d) Bezüglich aller Haushalte. — e) Bezüglich der Ausgabenereignisse.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Damit bleibt für alle Gütergruppen festzuhalten, daß relativ wenige Haushalte Ausgaben für dauerhafte Konsumgüter tätigen. Nicht eine an Durchschnittswerten orientierte Abbildung für alle Haushalte, sondern eine haushaltsindividuelle Entscheidungssituation, wie wir sie in den vorgestellten Modellen vorsehen, wird somit notwendig.

Der Modelldarstellung folgend, werden nun die empirischen Ergebnisse anhand des getrennten und des gemeinsamen Ansatzes des individuellen Ausgabenproblems vorgestellt.

*Getrennte Erklärung des Ausgabenereignisses
und der Ausgabenhöhe — Ergebnisse des LOGIT/OLS-Modells*

Zunächst seien die Wahrscheinlichkeiten für den Eintritt eines Ausgabenereignisses für die zehn ausgewählten dauerhaften Konsumgüter betrachtet. Die folgenden soziodemographischen und sozioökonomischen Variablen werden verwendet, um die Wahrscheinlichkeit eines individuellen Ausgabenereignisses mit dem LOGIT-Ansatz zu erklären¹⁵:
Dichotome und polytome Variablen:

1. Soziale Stellung¹⁶ des Haushaltsvorstandes
 - Landwirt (SSLAND)
 - Selbständiger (SSSELB)
 - Beamter (SSBEAM)
 - Angestellter (SSANGE)
 - Arbeiter (SSARBE)
 - Nichterwerbstätiger (SSNERW)
2. Alter des Haushaltsvorstandes
 - 0 bis 34 Jahre (AH0034)
 - 35 bis 64 Jahre (AH3564)
 - 65 Jahre und älter (AH65AL)
3. Haushaltsgröße
 - Einpersonenhaushalt (HG0101)
 - Haushalt mit 2 Personen (HG0202)
 - Haushalt mit 3 Personen (HG0303)
 - Haushalt mit 4 und mehr Personen (HG04UM)
4. Jeweiliger Bestand der Gebrauchsgütergruppe zum Ende der Vorperiode
 - kein Bestand vorhanden (ABNEXI)
 - Bestand vorhanden (ABEXIS)

¹⁵ Da mit der Stichprobe eine Querschnittsdatenbasis vorliegt, können Preise — da sie nicht variieren — nicht in die Untersuchung einbezogen werden.

¹⁶ Im Sinne einer beruflichen Stellung.

für Immobilien: Wohnstatus

- Mieter der Wohnung
- Eigentümer der Wohnung

5. Anschaffungsjahr des jeweiligen Bestandes

- Anschaffungsjahr nicht bekannt (AJNIBE)
- Anschaffungsjahr bekannt (AJBEKA)

für Immobilien: Baujahr des Gebäudes

- 1958 und später
- vor 1958

Quantitative Variablen:

- 6. Spar- und Wertpapiervermögen, sowie der Wert der Geschäfts- und Genossenschaftsanteile zum Ende der Vorperiode (SPWEGE)
- 7. Haushaltsnettoeinkommen (HHEINK)

Der Referenzhaushalt in Tabelle 2 (S. 240), auf den sich die Ergebnisse beziehen, besteht aus einer nicht erwerbstätigen Person, die älter als 64 Jahre und nicht im Besitz des jeweiligen Konsumgutes ist. Jeder andere Haushalt kann an seiner Stelle prinzipiell als Referenzhaushalt verwendet werden.

Die mit GLS auf der Basis gruppierter Daten geschätzten Parameter des LOGIT-Ansatzes in Tabelle 2 zeigen bezüglich ihrer statistischen Signifikanz ein heterogenes Bild. Abgesehen von einigen Ausnahmen, ist kein deutlicher Einfluß (Signifikanzniveau 5 %) der beruflichen Stellung des Haushaltsvorstandes auf die Ausgabenwahrscheinlichkeit festzustellen¹⁷. Demnach scheint ein Ausgabenereignis für dauerhafte Konsumgüter in der Regel unabhängig von der beruflichen Stellung einzutreten. Dies mag daran liegen, daß es sich zum einen um „notwenige“ Güter wie Waschmaschinen (3), Kühlschränke (1) und zum anderen um weit verbreitete Güter wie Fahrräder (6) oder Fernsehgeräte (7) handelt. Bemerkenswert erscheint der nicht signifikante Einfluß des Spar- und Wertpapiervermögens auf die Ausgabenentscheidung. Das kann an der „Notwendigkeit“ dieser dauerhaften Güter liegen, unabhängig von der gegebenen Ersparnis und in einigen Fällen vom laufenden Einkommen. Allerdings werden die quantitativen Variablen nur durch ihr arithmetisches Mittel der jeweiligen Gruppe repräsentiert, so daß diese Nichtsignifikanz auf dieses Meßproblem zurückgeführt werden könnte.

¹⁷ Obwohl der LOGIT-ANSATZ zunächst die „logits“ und nicht die Wahrscheinlichkeiten direkt erklärt, können — wegen der monotonen Transformation der LOGIT-Prozedur — die empirischen Ergebnisse direkt auf die interessierenden Wahrscheinlichkeiten übertragen werden.

Tabelle 2: Die geschätzten Parameter des LOGIT- Ansatzes zur Erklärung der Ausgabenereignisse für dauerhafte Konsumgüter aller Haushalte in der EVS '69

SOZIALE STELLUNG DES HAUSHALTSVORSTANDES											ALTER DES HAUSHALTSVORSTANDES				HAUSHALTS-					
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10									
		CONST	SSLAND	SSSELB	SSBEAM	SSANGE	SSARBE	AH0034	AH3564	HG0202	HG0303									
DAUERHAFTES KONSUMGUT		1 KÜHLSCHRANK	-2.35442	-384648#	-307519+	-003438+	-044394+	-150611+	-070711+	-347650	-275614+									
		2 TIEFKÜHLTRINK-,SCHRANK	-5.15145	-495599	-241230+	-061499+	-141963+	-580397	-316723+	-675744	-791010									
		3 WASCHMASCHINE, GESCHIRRSPIÜLER (ELEKTR.)	-3.04310	-202231+	-120188+	-066586+	-017532+	-169447+	-000631+	-681416	-771908									
		4 KÜHNERPTEIGE HAUSHALTSGERÄTE (ELEKTR.)	-2.37524	-362986#	-226492+	-114678+	-154770#	-015802+	-040487+	-426419	-442566									
		5 PERSONENKRAFTWAGEN	-4.04310	-242272+	-818503+	-026964+	-041597+	-1005219	-240223+	-0113606+	-1189211+									
		6 ZWIRAD	-3.4430	-023608+	-085375+	-116370+	-112162+	-203499+	-238181#	-384514	-953286+									
		7 FERNSEHER	-2.54915	-170693+	-543602+	-010304+	-109439+	-126738+	-085179+	-222291#	-063928#									
		8 RADIO, TONBAND, PLATTENSPIELER	-3.00227	-412369	-721691	-066832+	-125973+	-263032	-361767	-638175+	-263928#									
		9 FOTO-, FILMPARATE	-3.60926	-000058+	-267930+	-240586#	-290552+	-463691	-129819+	-192345#	-162790+									
		10 IMMOBILIEN	-4.20282	-047736+	-164462+	-365283+	-307609#	-594338	-157709+	-476098	-666144									
GRÖSSE											HAUSHALTS- NETTOEINKOMMEN					Irrtumswahrscheinlichkeiten t-Wert < 3.29, α 0.1 % * t-Wert < 2.57, α 1.0 % # t-Wert < 1.96, α 5.0 % + t-Wert > 1.96, α > 5.0 %				
DAUERHAFTES KONSUMGUT		11 HG0411	BESTAND VORHANDEN		ANSCHAFFUNGSJAHR BEKANNT		SPAR-, WERT- PAPIER-VERFROGEN (T-I)		14 SP. QUERE		15 HHE INK									
			-16359+	-200062+	-1.166432	-000159+	-000033#	-000033#	-000033#	-000033#	-000033#									
		1 KÜHLSCHRANK	-93082	2.34689#	-2.61969#	-000169+	-000042#	-000042#	-000042#	-000042#	-000042#									
		2 TIEFKÜHLTRINK-,SCHRANK	-90407	-423394	-4.795140+	-000209#	-000021+	-000021+	-000021+	-000021+	-000021+									
		3 WASCHMASCHINE, GESCHIRRSPIÜLER (ELEKTR.)	-46054	-100428+	-156288+	-000095+	-000025#	-000025#	-000025#	-000025#	-000025#									
		4 KÜHNERPTEIGE HAUSHALTSGERÄTE (ELEKTR.)	-02573+	-606624+	-145178+	-000104+	-000072	-000072	-000072	-000072	-000072									
		5 PERSONENKRAFTWAGEN	1.57520	-573704	-224812+	-000104+	-000007+	-000007+	-000007+	-000007+	-000007+									
		6 ZWIRAD	-00498+	-504090	-309586+	-000146#	-000039	-000039	-000039	-000039	-000039									
		7 FERNSEHER	-18307+	-076778+	-070678+	-000028+	-000062	-000062	-000062	-000062	-000062									
		8 RADIO, TONBAND, PLATTENSPIELER	-07102+	-643017	-532986	-000043+	-000043+	-000043+	-000043+	-000043+	-000043+									
		9 FOTO-, FILMPARATE	-73987	1.260800	-049531+	-000081+	-000081+	-000081+	-000081+	-000081+	-000081+									
		10 IMMOBILIEN																		

Quelle: Eigene Berechnungen.

Als Platzgründen wird auf die Wiedergabe der β -Koeffizienten verzichtet, die durch die Standardisierung der geschätzten Parameter die relative Bedeutung der einzelnen Variablen angeben¹⁸. An dieser Stelle sollen einige Bemerkungen genügen¹⁹. Die relativ kleinen β -Koeffizienten der wenigen signifikanten Parameter bezüglich der beruflichen Stellung des Haushaltsvorstandes bestätigen die oben festgestellte geringe Bedeutung dieser Variablen auf die Ausgabenwahrscheinlichkeiten. Für die dauerhaften Konsumgüter Tiefkühltruhe, Waschmaschine usw. und höherwertige Güter für die Haushaltsführung (Nähmaschine, Staubsauger usw.) hat die Variable Haushaltsgröße den bedeutendsten Einfluß auf die Ausgabenwahrscheinlichkeit: Mit wachsender Haushaltsgröße steigt diese Bedeutung, hat ihren dominanten Einfluß bei einem Dreipersonen-Haushalt und verliert schließlich ihre relative Bedeutung für größere Haushalte. Ein ähnliches Bild ergibt sich für Immobilien. Eine Haushaltsgröße von drei Personen erscheint von daher ein kritischer Wert dafür zu sein, daß die Kapazität der Ausstattung mit dauerhaften Konsumgütern für diese Haushaltsgröße auch ausreichend ist, größere Haushalte zu versorgen.

Von dominantem Einfluß auf die Ausgaben für Kühlschränke ist die Ausstattungsvariable, die das Anschaffungsjahr berücksichtigt. Unter der Annahme, daß ein bekanntes Anschaffungsjahr mit einer weniger alten Ausstattung korrespondiert, ist dies ein plausibles Resultat: Die Wahrscheinlichkeit, ein solches Gut zu kaufen, nimmt mit relativ neuer Ausstattung ab (negatives Vorzeichen). Allerdings kann diese Annahme streng genommen nicht mit dem gegebenen Gruppierungsschema analysiert werden²⁰. Hier wird eine Begrenzung des gruppierten Ansatzes offensichtlich: Obwohl mit Tabelle 2 nur $G = 6 \cdot 3 \cdot 4 \cdot 2 \cdot 2 = 288$ Zellen (als Beobachtungen für die Schätzung) betrachtet werden, sind nicht alle möglichen 288 Ausprägungen für jedes Gut besetzt, und dies bei einer Datenbasis von mehr als 47 000 Haushalten²¹. Darüber hinaus werden quantitative Variablen wie Ersparnisse und Haushaltsnettoeinkommen nur mit ihrem jeweiligen Mittelwert berücksichtigt. Aus diesen Gründen ist Vorsicht bei einer extensiven Interpretation dieser Parameterschätzwerte geboten.

Für den getrennten Erklärungsansatz der Ausgaben dauerhafter Konsumgüter ist nun die Ausgabenhöhe zu analysieren. Die Parameter sind

¹⁸ Andere Autoren wie z. B. Gollnick und Thiel (1980) bevorzugen für die Beurteilung der Erklärungsanteile die empirischen *t*-Werte.

¹⁹ Vgl. ausführlicher Merz (1981 b), 20.

²⁰ Der Einfluß des Bestandsalters wird nicht auf gruppierter, sondern individueller Ebene weiter hinten untersucht.

²¹ Eine andere Gruppierung mit sieben Gruppen und bereits 5 760 Fällen hat eine Besetzungsrate von nur 13 % im Minimum gezeigt.

dafür mit OLS auf der Basis allein positiver Ausgaben geschätzt. Indem die nicht gruppierten Einzelbeobachtungen zur Schätzung herangezogen werden können, ist es möglich, den Satz der erklärenden Variablen gegenüber dem gruppierten Ansatz zu erweitern. Die entsprechenden Ausgabenhöhen werden durch die folgenden sozioökonomischen Variablen erklärt:

Dichotome und polytome Variablen:

- Soziale Stellung des Haushaltsvorstandes (6 Gruppen) (SS...)
- Alter des Haushaltsvorstandes (6 Gruppen)²² (AH...)
- Haushaltsgröße (HHGROE)
- Männliche Erwerbsbeteiligung (ERWMAN)
- Weibliche Erwerbsbeteiligung (ERWWEI)
- Anzahl der Kinder (2 Gruppen) (AK...)
- Gymnasiumbesuch der Haushaltsmitglieder (GYMHMM)
- Besuch einer Hochschule oder einer vergleichenden Ausbildungsstätte der Haushaltsmitglieder (HSABHM)
- jeweiliger Bestand (Anzahl) zum Ende der Vorperiode für Immobilien wurde der Wohnstatus berücksichtigt mit: (BANZAH)
 - Nichteigentümer des Hauses oder der Wohnung, die der Haushalt als Haupt- oder Mieter bewohnt
 - Eigentümer des Hauses oder der Wohnung, die der Haushalt bewohnt
- Jüngstes Anschaffungsjahr des jeweiligen Bestandes²³ (BAJAHR) für Immobilien das jüngste Baujahr aller vorhandenen Gebäude
 - vor 1949 erbaut
 - 1949 bis incl. 1957 erbaut
 - 1958 und später erbaut
- Höchster Anschaffungspreis des jeweiligen Bestandes (BAPREI) für Immobilien die Einheitswerte von 1964

Quantitative Variablen:

- Haushaltsnettoeinkommen (EINKOM)
- Wert des Sparvermögens zum Ende der Vorperiode (SPART1)
- Wert der Wertpapiere sowie der Geschäfts- und Genossenschaftsanteile zum Ende der Vorperiode. (WERTT1)

Für einen besseren Vergleich der Ergebnisse aus dem getrennten und dem gemeinsamen Ansatz werden diese Variablen auch Bestandteil des noch folgenden TOBIT-Modells sein.

²² Nur für Tiefkühltruhe und Immobilien enthält die Variable AH2534 die Altersgruppen 0 bis 34 Jahre.

²³ Mit der folgenden Zuordnung:

1	2	3	4	5	6	7	8	9	0
1968	1967	1966	1965	1964	1963	1962	1950 - 1961	vor 1950	unbekannt

Tabelle 3: Die geschätzten Parameter des OLS-Ansatzes (auf der Basis positiver Ausgabenereignisse) zur Erklärung der Ausgabenhöhe für dauerhafte Konsumgüter aller Haushalte in der EVS '69

SOZIALE STELLUNG DES HAUSHALTSVORSTANDES										ALTER DES			
DAUERHAFTES KONSUMGUT											8 AH0024	9 AH2534	10 AH3544
	1 CONST	2 SSLAND	3 SSELB	4 SSBEM	5 SSANG	6 SSARRE	7 SSNERU	8 AH0024	9 AH2534	10 AH3544			
1 KÜHLSCHRANK	187.1425	-10.4857	13.9295	42.0616	36.4119	35.4533		8.2443	-2.2928	-5.9428			
2 TIEFKÜHLTRUHE, -SCHRANK	354.5038	-9.3609	8.3841	-20.5542	-32.4959	-39.0335			21.8606	36.8232			
3 WASCHMASCHINE, GESCHRIPSÜLER (ELEKTR.)	371.4119	88.3254	62.6026	65.7770	24.7236	23.6110		41.0811	67.0252	63.7661			
4 HAUMERWERTIGE HAUSHALTSGERÄTE (ELEKTR.)	144.0827	21.0378	-16.8241	1.5310	-15.6394	-13.4994		52.0825	19.4828	28.8158			
5 PERSONENKRAFTWAGEN	2042.0531	-530.1737	402.8877	277.5398	295.6203		-186.0895	-903.1181	190.0389	190.0389			
6 ZWEIRAD	151.6262	-5.0169	-10.9179	-27.5008	-21.4486	-13.8573		-20.9925	-8175+	19.9344			
7 FERNSEHER	478.8908	117.9971	168.9755	47.2008	48.1808	61.1657		-121.5259	-41.0854	-14.9709			
8 RADIO, TONBAND, PLATTENSPIELER	156.3160	-95.4712	-71.6017	-33.7517	-17.7367	-36.8609		97.5027	117.0082	58.5462			
9 FOTO-, FILMPARATE	89.6874	-57.4514	-24.7986	15.7971	2.9894	-29.1181		9.7497	12.2336	11.0026			
10 IMMOBILIEN	8391.8885	-1497.0144	3385.7911	148.5668+	-1284.8003	-2644.1330			3675.9578	3471.7876			

HAUSHALTSVORSTANDES										SCHULBESUCH				
DAUERHAFTES KONSUMGUT											ANZAHL DER KINDER		19 GYMHHM	20 HSABHM
	11 AH4554	12 AH5564	13 AH65AL	14 HHGROE	15 ERUMAN	16 ERUWEI	17 AK0015	18 AK16AL	19 GYMHHM	20 HSABHM				
1 KÜHLSCHRANK	-7.1884	-1.9757		9.4709	-9.9867	11.9297		-11.5964	-18.0693	10.8768	-16.5383			
2 TIEFKÜHLTRUHE, -SCHRANK	19.1728	11.1383+		27.7931	34.1409	-12.1129		-12.3707	-16.1133	-6.8107	19.4545			
3 WASCHMASCHINE, GESCHRIPSÜLER (ELEKTR.)	95.4138	11.4824		16.3703	-10.1123	10.2306		-14.1048	-67.1182	44.3641	22.5201			
4 HAUMERWERTIGE HAUSHALTSGERÄTE (ELEKTR.)	28.2913	30.0818		9.2634	-8.7575	14.3199		-5.0461	-9.9597	-3.4161	-3.2514			
5 PERSONENKRAFTWAGEN	74.7546	-27.9803	-241.4686	-30.9668	-257.4860	-45.2453		-191.8999	-450.1421	32.8169	-155.7618			
6 ZWEIRAD	12.6949	1.1685		-20.3068	40.0339	-2.5080		15.4068	34.2649	9.6852	2.4327			
7 FERNSEHER	41.3289	42.3488		13.2293	-46.0047	26.8813		-46.0865	-69.5510	8.5663	-63.9901			
8 RADIO, TONBAND, PLATTENSPIELER	38.5107	20.5765		26.9331	31.8352	2.1500		4.3598	42.5982	16.3457	17.1705			
9 FOTO-, FILMPARATE	3.3092	-10.6474		-17.4029	25.8496	10.9333		-3.1854	-5.3832	12.8914	19.9730			
10 IMMOBILIEN	2165.4995	411.2095		1131.2093	-364.9192	-1582.2284		592.4059	352.3161	-1021.0237	-478.1727			

BESTANDSVARIABLEN							IRRÜMSWAHRSCHEINLICHKEITEN		
DAUERHAFTES KONSUMGUT	SPAR- UND WERTPAPIER-VERMOGEN (T-1)						24 BANZAH	25 BAJAHR	26 BAPREI
	21 EINKOM	22 SPART1	23 WERTT1	24 BANZAH	25 BAJAHR	26 BAPREI			
1 KÜHLSCHRANK	.0027	.0014	-.0003	-7.0477	3.6501	3.3239			
2 TIEFKÜHLTRUHE, -SCHRANK	.0021	.0025	-.0035	-96.8919	-5.0319	10.7358			t-Wert < 3.29, α 0.1 %
3 WASCHMASCHINE, GESCHRIPSÜLER (ELEKTR.)	.0102	.0044	.0060	5.4150		-8.7291			■ t-Wert < 2.57, α 1.0 %
4 HAUMERWERTIGE HAUSHALTSGERÄTE (ELEKTR.)	.0021	.0020	-.0020	-15.2632	-5767+	9.7359			■ t-Wert < 1.96, α 5.0 %
5 PERSONENKRAFTWAGEN	.0930	.1182	.1197	-427.8284	93.7185	214.7459			+ t-Wert > 1.96, α > 5.0 %
6 ZWEIRAD	.0007	-.0004	.0007	-4.0736	-.9552	14.4922			
7 FERNSEHER	.0105	.0036	.0036	-167.5312	14.7396	21.4145			
8 RADIO, TONBAND, PLATTENSPIELER	.0062	-.0084	.0071	5.5996	-21.5917	4.5058			
9 FOTO-, FILMPARATE	.0034	-.0022	-.0051	7.4071	-.3589+	14.1086			
10 IMMOBILIEN	.4845	.6791	1.1804	12038.5150	-610.8487	1903.5626			

Irrtumswahrscheinlichkeiten
 t-Wert < 3.29, α 0.1 %
 * t-Wert < 2.57, α 1.0 %
 # t-Wert < 1.96, α 5.0 %
 + t-Wert > 1.96, α 5.0 %

Quelle: Eigene Berechnungen.

Die OLS-geschätzten Parameter β der Ausgabenhöhe sind in Tabelle 3 aufgeführt. Dabei entspricht der Referenzhaushalt dem aus der LOGIT-Schätzung²⁴. Tabelle 3 zeigt in aller Regel hochsignifikante Ergebnisse für alle sozioökonomischen Variablen. Festzuhalten bleibt daher, daß die soziale Stellung und das Alter des Haushaltsvorstandes, die Haushaltsgröße, die männliche und weibliche Erwerbstätigkeit, die Anzahl der Kinder, der Besuch eines Gymnasiums oder einer Hochschule von Haushaltsmitgliedern, das Einkommen, die Ersparnis und das Wertpapiervermögen als auch Bestandsvariablen, wie die Größe des vorhandenen Bestandes, das Anschaffungsjahr und der Anschaffungspreis bedeutende Variablen in der Erklärung der Ausgabenhöhe für dauerhafte Konsumgüter sind.

Ohne auch hier die Werte der einzelnen β -Koeffizienten anzugeben²⁵, seien einige Bemerkungen zur relativen Bedeutung dieser erklärenden Variablen gemessen am β -Koeffizienten angefügt. Das Haushaltsnettoeinkommen ist die dominierende erklärende Variable für acht der zehn ausgewählten dauerhaften Konsumgüter. Für die verbleibenden Güter Tiefkühlschränke und Zweiräder ist die dominierende Variable die Haushaltsgröße. Bei zunehmender Haushaltsgröße wird mehr für Tiefkühltruhen ausgegeben. Größere Haushalte haben weniger Ausgaben für Zweiräder, andere Transportmittel scheinen dann anstelle von Zweirädern verwendet zu werden.

Die nächstwichtige erklärende Variable nach dem Haushaltseinkommen bzw. der Haushaltsgröße für die Mehrzahl der Güter ist die jeweilige Bestandsvariable dieses dauerhaften Konsumgutes. Erwartungsgemäß reduziert ein höherer Bestand die Ausgabenhöhe für Tiefkühltruhen, Fernseher und Immobilien. Der Anschaffungspreis des jeweiligen Bestandes hat einen gegenläufigen Einfluß: Je höher der Anschaffungspreis eines Gutes aus dem Bestand ist, desto höher sind auch die Ausgaben für eine (Re-)Investition (höherwertige Gebrauchsgüter, Personenkraftwagen, Foto- und Filmapparate). Wird der ursprüngliche Preis als Qualitätsindikator angesehen, dann wird hiermit auf eine Qualitätssteigerung hingewiesen. Die dritte Bestandsvariable, die mit dem bekannten Anschaffungsjahr Information über das Alter des Bestandes liefert, ist relativ unbedeutend.

²⁴ Da die erklärenden Variablen für einen Vergleich mit denen des TOBIT-Ansatzes korrespondieren sollen, und es sich herausgestellt hat, daß bei dem TOBIT-Iterationsprozeß bei einigen Gütern eine andere Referenzgruppe den Iterationsprozeß beschleunigt hat, ist ein anderer Referenzhaushalt für Kühlschränke, Waschmaschinen, Personenkraftwagen und Immobilien gewählt worden (die einzelne Referenzcharakteristik ist in Tabelle 3 durch eine Leerstelle markiert).

²⁵ Vgl. Merz (1981 b), 25.

Zusammenfassend sind allerdings die jeweiligen Bestandsvariablen von großer Bedeutung für die Ausgabenhöhe der dauerhaften Konsumgüter. In diesem Zusammenhang soll festgehalten werden, daß — obwohl nur Querschnittsdaten für ein Jahr zur Verfügung standen — mit den oben genannten Bestandsvariablen ein dynamischer Aspekt bei der Modellspezifikation berücksichtigt werden konnte.

Wie weiter oben ausgeführt, hat die soziale Stellung des Haushaltsvorstandes keinen signifikanten Einfluß auf die Wahrscheinlichkeit für den Eintritt eines Ausgabenereignisses. Im Gegensatz dazu ist dieser Einfluß auf die Ausgabenhöhe signifikant. Es ist wahrscheinlich, daß der Kaufimpuls beeinflußt wird durch die „Notwendigkeit“ oder andere Gründe, die nicht durch die verfügbaren Daten abgedeckt sind. Im Gegensatz hierzu ist allerdings die endgültige Ausgabenhöhe abhängig von den oben beschriebenen sozioökonomischen Gruppen. Trotz alledem ist die soziale Stellung des Haushaltsvorstandes keine dominierende erklärende Variable. Es bleibt festzuhalten, daß bei einigen erklärenden Variablen für verschiedene dauerhafte Konsumgüter ein unterschiedlicher Einfluß auf die Ausgabenentscheidung und auf die endgültige Ausgabenhöhe angezeigt wird.

Gemeinsame Erklärung von Ausgabenereignis und Ausgabenhöhe — Ergebnisse des TOBIT-Modells

Die Maximum Likelihood-Lösung des TOBIT-Modells ist dadurch charakterisiert, daß die ersten Ableitungen nach β und σ im Optimum Null sind. Die Berechnungen haben allerdings gezeigt, daß die ersten Ableitungen deutlich von Null verschieden sind, nachdem Konvergenz im Sinne von Fair erreicht wurde: Die sie charakterisierende euklidische Vektornorm lag zwischen 10^4 und 10^5 . Dies deutet darauf hin, daß eine optimale Lösung mit dem Algorithmus von Fair, wenigstens mit einer Konvergenzschranke von 1 %, nicht erreicht wurde. Wir haben deshalb noch einen anderen Optimierungsalgorithmus, die „quadratic hill climbing“-Methode angewendet, die Probleme löst, bei denen die Startwerte relativ stark von der endgültigen Lösung differieren können.

Bei diesem Verfahren wird bei jeder Iteration auf die quadratische Approximation der zu optimierenden Funktion im Bereich eines geeigneten Radius einer mehrdimensionalen Kugel abgestellt. Dieses Verfahren wird beschrieben und diskutiert von Goldfeld, Quandt und Trotter (1966) oder Goldfeld und Quandt (1972, Kapitel 1). Die für die Berechnung notwendige Hessische Matrix der zweiten Ableitungen des TOBIT-Modells ist in Amemiya (1973), 1 000, gegeben.

Wir haben die „quadratic hill climbing“-Methode²⁶ auf die letzte Lösung des Algorithmus von Fair aufgesetzt und erreichten — außer für Tiefkühltruhen — Konvergenz bezüglich der Vektornorm des Gradienten. Der Wert der logarithmierten Likelihood-Funktion im Optimum ist für einige Güter identisch mit dem entsprechenden Wert der letzten Iteration nach Fair. Somit ist zwar mit dem Fairschen Algorithmus der maximale Likelihood-Wert erreicht worden, aber auf Grund der wahrscheinlich steil abfallenden Spitze (insbesondere in Richtung der quantitativen Variablen Haushaltsnettoeinkommen) des Likelihood-Gebirges, konnte nur eine ungenügende Norm erreicht werden. Für die Annahme einer solch steil abfallenden Spitze sprechen auch die z. T. nur geringfügig veränderten Schätzwerte des „quadratic hill climbing“ im Vergleich zur letzten Lösung nach Fair; die Sensitivität dieser Lösung in bezug auf geringfügige Veränderungen wird somit deutlich.

In Tabelle 4 sind die geschätzten Parameter für das TOBIT-Modell aufgeführt; die erklärenden Variablen entsprechen dem der Bestimmung der Ausgabenhöhe mittels des OLS-Ansatzes. In der Regel sind alle Parameter hochsignifikant (Signifikanzniveau $\alpha < 0,1\%$).

Die unterschiedliche soziale Stellung des Haushaltsvorstandes beeinflusst signifikant die Wahrscheinlichkeit für ein Ausgabenereignis und die Ausgabenhöhe. Der gemeinsame Ansatz deutet darauf hin, daß der Einfluß der sozialen Stellung stark genug ist, sowohl die Ausgabenentscheidung als auch die Ausgabenhöhe zu beeinflussen, obwohl in dem getrennten Ansatz ein unterschiedliches Ergebnis zu verzeichnen war²⁷. In der Regel haben Haushalte mit jüngeren Haushaltsvorständen eine größere Wahrscheinlichkeit für ein Ausgabenereignis und auch höhere Ausgaben; in Verbindung mit dem Alter des Haushalts überhaupt, werden vor allem in frühen Stadien eines „Haushaltslebens“ dauerhafte Konsumgüter angeschafft. Größere Haushalte haben höhere Ausgaben für dauerhafte Konsumgüter, aber im Vergleich zu Haushalten mit nur Erwachsenen reduziert die Anzahl der Kinder die Wahrscheinlichkeit und auch die endgültige Ausgabenhöhe. Reduzierende Effekte sind auch durch den Besuch von Gymnasien und Hochschulen und bei den in aller Regel nicht liquiden und damit verfügbaren Wertpapieren bzw. Geschäfts- und Genossenschaftanteilen zu verzeichnen. Positive Effekte gehen von der Erwerbsbeteiligung, dem Haushaltsnettoeinkommen und einigen Bestandsvariablen aus. Deutlich wird der unterschiedliche durchweg positive Einfluß männlicher und weiblicher

²⁶ H. P. Galler sei für die Überlassung des Kerns des „quadratic hill climbing“ Programms an dieser Stelle gedankt.

²⁷ Allerdings sei an die unbefriedigende Erklärung des LOGIT-Ansatzes auf der Basis gruppierter Daten erinnert.

Tabelle 4: Die geschätzten Parameter des TOBIT-Ansatzes zur gemeinsamen Erklärung von Ausgabeneignis und Ausgabenhöhe für dauerhafte Konsumgüter aller Haushalte in der EVS '69

SOZIALE STELLUNG DES HAUSHALTSVORSTANDES										ALTER DES
DAUERHAFTES KONSUMGUT	1 CONSI	2 SSLAND	3 SSSI B	4 SSBEM	5 SSANGE	6 SSARBE	7 SSNERU	8 AH0024	9 AH2534	10 AH3544
1 KÜHLSCHRANK	-902.1632	-198.9147	-105.0013	-16.1647	-2.9413#	3.2850*		-25.1022	-52.2086	9.1450
2 TIEFKÜHLTRUHE, -SCHRANK										
3 WASCHMASCHINE, GESCHIRRSPIÜLER (ELEKTR.)	-2281.8628	10.7223	-23.4839	127.5136	66.6249	149.9649		215.1809	96.6581	7.1410
4 NÜERNERTIGE HAUSHALTSGERÄTE (ELEKTR.)	-656.9121	-96.0250	-44.8252	47.0758	44.2589	52.1867		12.3053	12.7732	16.3332
5 PERSÖNLICHKEITEN	-14092.9700	-3050.8073	-1670.5518	320.3012	629.4303		344.5958	2134.5042	-1897.2762	
6 ZWEIRAD	-727.4244	-9.6778	-21.2449	-12.2122	-10.1505	27.8893		36.8633	64.6436	102.9440
7 FEHRSICHER	-2013.5464	-69.8445	-107.7670	127.7777	56.1987	132.5469		172.9883	-10.8832	-19.3860
8 RADIO, TONBAND, PLATTENSPIELER	-852.9164	-216.6584	-164.6945	-12.1937	4.5655	-20.0657		195.0183	138.9629	164.7335
9 FOTO-, FILMPHARTE	-796.4303	-73.4611	-55.9194	32.6721	36.1439	28.4462		148.1103	99.7686	63.8061
10 IMMOBILIEN	-76534.5381	-3321.1106	-4693.7122	2840.9511	1157.9571	-89.0670+		12516.3726	8429.75/9	
HAUSHALTSVORSTANDES										SCHULBESUCH
DAUERHAFTES KONSUMGUT	11 AH4554	12 AH5564	13 AH65AL	14 HHGRÖE	15 ERUMAN	16 ERUWEI	17 AK0015	18 AK16AL	19 GYMHHM	20 HSABHM
1 KÜHLSCHRANK	13.3741	48.2779		52.7347	3.9056	34.9024	-56.6452	-56.7693	-22.6834	38.8145
2 TIEFKÜHLTRUHE, -SCHRANK										
3 WASCHMASCHINE, GESCHIRRSPIÜLER (ELEKTR.)	32.3562	32.5160		256.4857	39.4013	63.5784	-196.3216	-214.7838	13.1748	-50.4297
4 NÜERNERTIGE HAUSHALTSGERÄTE (ELEKTR.)	14.9589	1.4013*		55.9269	-20.5759	22.6759	-55.7497	-28.6432	-9.6805	-16.6751
5 PERSÖNLICHKEITEN	-2773.1288	-3905.7222	-5448.1197	157.0216	2101.3142	410.9455	-384.2721	265.5858	-316.8643	632.6558
6 ZWEIRAD	76.0365	51.9592		34.9831	20.1392	-2.3195	25.4427	-10.1974	16.0667	-20.0644
7 FEHRSICHER	82.4935	85.6881		135.1658	1.3697+	-6.1985	-146.5897	-127.6198	-65.5576	-75.2025
8 RADIO, TONBAND, PLATTENSPIELER	135.2625	52.6798		-4.9548	103.9681	38.5566	6.9704	-2.3450	40.6378	24.0246
9 FOTO-, FILMPHARTE	40.1174	16.5049		20.7672	45.5158	29.1724	-26.2162	-33.7693	18.1519	15.3899
10 IMMOBILIEN	4364.0974	2699.4727		2712.7779	2251.5502	200.0669	-2510.9560	-3928.3809	-1249.0948	-4707.7901
BESTANDSVARIABLEN										IRRTUMSWAHRSCHENLICHKEITEN t-Wert < 3.29, α 0.1 % * t-Wert < 2.57, α 1.0 % # t-Wert < 1.96, α 5.0 % + t-Wert > 1.96, α 5.0 %
DAUERHAFTES KONSUMGUT	HAUSHALTS- EINKOMMEN	SPAR- UND WERTPAPIER- VERMOGEN (T-1)	21 EINKUM	22 SPART1	23 WERTT1	24 BANZAH	25 BADAHR	26 BAPREI		
1 KÜHLSCHRANK	.0085	.0075	.0055	-364.3699	26.1423	-32.0865				
2 TIEFKÜHLTRUHE, -SCHRANK										
3 WASCHMASCHINE, GESCHIRRSPIÜLER (ELEKTR.)	.0170	.0099	.0095	228.1935	6.0298	-114.9697				
4 NÜERNERTIGE HAUSHALTSGERÄTE (ELEKTR.)	.0061	.0014	.0014	-4912+	655.2184	2.2278				
5 PERSÖNLICHKEITEN	.1700	.2637	.1134	2029.2803	-2.7104	-137.0775				
6 ZWEIRAD	.0025	.0010	.0024	18.9030	82.1377	21.5334				
7 FEHRSICHER	.0177	.0085	.0130	-109.5056	-44.2161	-44.2161				
8 RADIO, TONBAND, PLATTENSPIELER	.0090	.0012	.0072	33.5495	-16.4364	5.0886				
9 FOTO-, FILMPHARTE	.0053	.0003	.0043	33.2444	-19.9894	30.8977				
10 IMMOBILIEN	.7146	1.2074	1.8630	11994.7036	-1158.7548	4752.7807				

Erwerbstätigkeit. Die geschlechtsspezifische Partizipation am Arbeitsmarkt hat somit für die private Nachfrage in diesem Bereich — auch bei möglicher Kollinearität mit der Einkommensvariablen — eine un-mittelbare Bedeutung.

Einige Ergebnisse bezüglich der relativen Bedeutung (gemessen am β -Koeffizienten) einzelner sozioökonomischer Variablen für die Erklärung der Ausgaben dauerhafter Konsumgüter seien angefügt. Die Haushaltsgröße ist die bedeutendste erklärende Variable für das Ausgabenereignis und die Ausgabenhöhe für vier von neun Gütern. Das positive Vorzeichen zeigt an, daß größere Haushalte auch höhere Ausgaben bzw. eine höhere Wahrscheinlichkeit für den Kauf dauerhafter Güter für die Haushaltsführung und für Zweiräder sowie Fernsehen haben.

Das Haushaltseinkommen dominiert für die beiden Kategorien Radio und Immobilien. Es bleibt festzuhalten, daß damit für die Mehrzahl der Güter sozioökonomische erklärende Variablen von ausschlaggebender Bedeutung sind. Freilich nimmt das Haushaltsnettoeinkommen eine wichtige Stellung ein (für Personenkraftwagen z. B. steht diese Variable auf Platz 3 in der Rangliste der dominierenden Größen). Die vorhandene Ausstattung ist bedeutend für Foto- und Filmapparate sowie Kühlschränke. Analog den Resultaten aus der Erklärung der Ausgabenhöhe allein ist der Anschaffungspreis eines Bestandes von (positivem) dominantem Einfluß. Die Größe des Bestandes spielt eine wesentliche Rolle für Kühlschränke. Das negative Vorzeichen zeigt den plausiblen Effekt einer sinkenden Kaufwahrscheinlichkeit und Ausgabenhöhe bei Haushalten mit einer zahlenmäßig größeren Ausstattung.

Eine Fülle weiterer interessanter Informationen über den Einfluß sozioökonomischer Variablen auf das Ausgabenverhalten privater Haushalte könnte noch anhand der Tabellen diskutiert werden. Aus Platzgründen sei aber darauf verzichtet und auf die numerischen Werte der vorliegenden Tabellen verwiesen.

Ex-post Prognosegüte des LOGIT/OLS und des TOBIT-Modells

Abschließend sollen die Ergebnisse des LOGIT/OLS und des TOBIT-Ansatzes bezüglich ihrer Ex-post-Prognosegüte verglichen werden. Tabelle 5 zeigt die Resultate der vom jeweiligen Modell vorhergesagten Ausgabenereignisse und ihrer Ausgabenhöhe im Vergleich zu den tatsächlich eingetretenen Werten unserer Datenbasis. Die Ausgabenereignisse werden deutlich besser durch das TOBIT-Modell vorhergesagt, während die Ausgabenhöhe für sieben Kategorien besser durch den LOGIT/OLS-Ansatz prognostiziert wird. Dies mag daran liegen, daß

die Verteilung der Ausgabenhöhe um ihren Erwartungswert durch den getrennten OLS-Ansatz besser abgebildet wird als durch die abgeschnittene Verteilung, wie sie dem TOBIT-Ansatz zugrunde liegt (vgl. auch die Bemerkungen in Verbindung mit Abbildung 1).

Tabelle 5

Ausgabenereignisse und Ausgabenhöhen
Ergebnisse des LOGIT/OLS-Ansatzes und des TOBIT-Ansatzes
auf der Basis hochgerechneter Werte des EVS '69

Dauerhaftes Konsumgut	Ausgabenereignis			Ausgabenhöhe		
	Realisa- tion	LOGIT OLS ^{a)}	TOBIT a)	Realisa- tion	LOGIT OLS ^{a)}	TOBIT a)
1. Kühlschrank	1 219 652	15.8	1.6	284.74	1.2	— 7.4
2. Tiefkühltruhe, -schrank	699 934	30.3	—	486.66	.8	—
3. Waschmaschine, Ge- schirrspüler (elektr.)	2 147 350	16.2	1.5	640.13	.8	— 4.9
4. Höherwertige Haus- haltsgeräte (elektr.)	3 454 177	4.7	— 1.1	225.63	.0	3.9
5. Personenkraftwagen	2 352 195	15.7	.7	4 733.70	4.0	— 2.7
6. Zweirad	2 786 509	3.9	— 4.2	179.44	.9	14.7
7. Fernseher	2 220 306	13.1	— 0.2	649.69	5.0	1.2
8. Radio, Tonband, Plattenspieler	4 195 717	4.5	— 3.1	289.49	3.1	10.3
9. Foto-, Filmapparate	2 798 771	6.3	— 5.9	174.75	.0	27.3
10. Immobilien	1 797 284	9.7	— 11.8	10 224.85	— 20.9	68.0
Alle Güter	23 711 895	9.4	— 2.6	17 889.08	— 10.6	39.6
Mittlerer absoluter Feh- ler		12.0	3.3		3.7	15.6

a) Differenz des realisierten Wertes in %.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Zusammengenommen scheinen die Informationen sowohl der nicht kaufenden als auch der kaufenden Haushalte (möglicherweise wegen eines schon vorhandenen Bestandes) hilfreich die Erklärung und Bestimmung von Haushalten mit Ausgaben für dauerhafte Güter in dem TOBIT-Modell zu unterstützen. Allerdings sind bessere Resultate des getrennten LOGIT/OLS-Ansatzes zu erwarten, wenn bei dem LOGIT-Teil auf die Individualwerte und nicht auf die gruppierten Daten zu-

rückgegriffen wird. Weitere Analysen sind jedoch notwendig, um zu entscheiden, welcher der beiden Ansätze, der getrennte oder der gemeinsame Ansatz für die Erklärung von Ausgabeeintritt und Ausgabenhöhe, letztendlich favorisiert werden soll.

3. Abschließende Bemerkungen

In diesem Artikel wurden zwei mikroökonometrische Ausgabenmodelle für dauerhafte Konsumgüter — ein LOGIT/OLS- und ein TOBIT-Modell — auf der Basis von Querschnittsdaten für mehr als 47 000 Haushalte in der Bundesrepublik Deutschland präsentiert.

Obwohl nur ein Querschnitt zur Verfügung stand, konnten bei der Modellspezifikation dynamische Aspekte mit Hilfe von Bestandsvariablen berücksichtigt werden.

Der verwendete Ansatz für die Analyse der zehn ausgewählten Konsumgüter ist ein Einzelgleichungsansatz, verbunden mit der Annahme der Unabhängigkeit von irrelevanten Alternativen (IIA-Annahme). Wenn anzunehmen ist, daß andere Argumente als die „Notwendigkeit“ für jedes einzelne Gut eine interdependente Modellierung nötig macht, dann ist die IIA-Annahme aufzugeben. Der Entscheidungsprozeß ist dann in der Interaktion einer Anzahl von Entscheidungen anzusehen, der entweder simultan oder in einem hierarchischen Ansatz rekursiv zu modellieren ist. Interdependente Modelle allein für die Kaufentscheidung sind verfügbar²⁸. Es wäre darauf zu achten, daß anschließend an ein interdependentes Entscheidungsmodell auch ein adäquates — mit der gleichen Ausgabenstruktur versehenes — interdependentes Ausgabenmodell im getrennten Ansatz zu modellieren ist. Ein solches Modell müßte exakt der Struktur entsprechen, wie sie für die Ausgabenentscheidung in der ersten Stufe des separaten Ansatzes gewählt wurde. Dieses Problem stellt sich in dieser Weise nicht in einem simultanen TOBIT-Ansatz, wie er von *Amemiya* (1979) eingeführt wurde.

Allerdings sind iterative Prozeduren relativ aufwendig, wenn, wie in unserem Falle, eine große Datenbasis mit mehr als 47 000 Haushalten zugrunde gelegt werden kann. Der TOBIT-Ansatz benötigt 120 - 140 Iterationen mit über neun Stunden Rechenzeit auf einer UNIVAC 1108 für jede Ausgabenkategorie. Diese relativ hohe Rechenzeit hat zunächst auch zu der Entscheidung geführt, den simultanen Ansatz oder andere aufwendige Systemansätze wie eine hierarchische Behandlung des Problems anzuwenden²⁹.

²⁸ Vgl. *McFadden* (1981 b) oder *Hensher und Johnson* (1981), Kap. 4 - 6, 8.

²⁹ Vgl. z. B. *Tversky-Sattath* (1979).

Es soll festgehalten werden, daß die Analyse die große Bedeutung von sozioökonomischen und soziodemographischen Variablen deutlich gemacht hat und die Notwendigkeit einer Erweiterung einer rein ökonomischen zu einer sozioökonomischen Sichtweise in der Erklärung des individuellen Ausgabenverhaltens privater Haushalte für dauerhafte Konsumgüter belegt.

Zusammenfassung

Zwei mikroökonometrische Ausgabenmodelle für dauerhafte Konsumgüter werden auf der Grundlage von Querschnittsdaten für mehr als 47 000 Haushalte vorgestellt. Bei der mikroanalytischen Betrachtungsweise ist insbesondere für jeden Haushalt die Entscheidung zu modellieren, ob Ausgaben vorgenommen werden. Die individuelle Entscheidung über ein Ausgabenereignis und die Bestimmung der damit verbundenen Ausgabenhöhe wird mit einem getrennten (LOGIT/OLS) und einem gemeinsamen (TOBIT) Modell formuliert. Beide Modelle werden in ihrem theoretischen Ansatz und ihren empirischen Ergebnissen verglichen.

Erstmals werden für die Bundesrepublik Deutschland die haushaltsindividuellen strukturellen Beziehungen für 10 ausgewählte dauerhafte Konsumgüter mit einer Fülle sozioökonomischer Variablen quantifiziert. Die interessanten Resultate, vor allem die Wichtigkeit sozioökonomischer Variablen, bestätigen die Vorteilhaftigkeit der Erweiterung der rein ökonomischen zu einer sozioökonomischen Sichtweise der Erklärung haushaltsindividueller Ausgabenentscheidungen für dauerhafte Konsumgüter.

Summary

Two microeconomic consumption expenditure models for durable goods are presented. They are based on a cross sectional data for more than 47 000 households of the Federal Republic of Germany. With the microanalytical mode of analysis in particular the decision "to buy or not to buy" is to be modeled for each household. The decision-making on an expenditure event and the determination of the appropriate expenditure amount is modeled by a separate (LOGIT/OLS) and a joint (TOBIT) approach. Both models are compared in their theoretical approach and empirical results.

The influence of individual household structural relations on 10 durable categories is quantified by a large number of socioeconomic explanatory variables for the first time in the Federal Republic of Germany. The interesting results, especially the importance of socioeconomic and socio-demographic variables, support the expansion of the pure economic to a socioeconomic view for explaining individual household expenditure behaviour for durable goods.

Literatur

- Amemiya, T. (1973), Regression Analysis when the Dependent Variable is Truncated Normal. *Econometrica* 41, 997 - 1016.
- (1979), The Estimation of a Simultaneous Equation Tobit Model, *International Economic Review* 20, 169 - 181.

- (1981), Qualitative Response Models: A Survey. *Journal of Economic Literature* 19, 1483 - 1536.
- Berkson, J. (1944), Application of the Logistic Function to Bio-Assay. *Journal of the American Statistical Association* 39, 357 - 365.
- Boskin, H. (1975), A Markov Model of Turnover in Aid to Families with Dependent Children. *Journal of Human Resources* 18, 467 - 481.
- Brennan, J. F. (1949), Evaluation of Parameters in the Gompertz and Makeham Equations. *Journal of the American Statistical Association* 44, 116 - 121.
- Cragg, J. G. (1971), Some Statistical Models for Limited Dependent Variables with Application to the Demand for Durable Goods. *Econometrica* 39, 829 - 844.
- Deaton, A. und J. Muellbauer (1980), *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge.
- Domencich, T. und D. McFadden (1975), *Urban Travel Demand: A Behavioral Analysis*. Amsterdam.
- Fair, R. C. (1977), A Note on the Computation of the TOBIT-Estimator. *Econometrica* 45, 1723 - 1727.
- Finney, D. J. (1952), *Probit Analysis, A Statistical Treatment of the Sigmoid Response Curve*. Cambridge.
- Galler, H. P. und G. Wagner (1981), Das Mikrosimulationsmodell, in: H. J. Krupp, H. P. Galler, H. Grohmann, R. Hauser und G. Wagner (Hg.) *Alternativen der Rentenreform '84*. Frankfurt/New York, 177 - 212.
- Gaudry, M. J. I. (1980), Dogit and Logit Models of Travel Mode Choice in Montreal. *Canadian Journal of Economics* XIII, 268 - 279.
- Goldfeld, S. M., R. E. Quandt und H. F. Trotter (1966), Maximization by Quadratic Hill-Climbing. *Econometrica* 34, 541 - 551.
- und Quandt, R. E. (1972), *Nonlinear Methods in Econometrics*. Amsterdam/London, 124 - 134.
- Gollnick, H. und N. Thiel (1980), *Ökonometrie*. Stuttgart.
- Hausmann, J. (1979), Individual Discount Rates and the Purchase and Utilization of Energy Using Durables. *Bell Journal of Economics* 10, 35 - 54.
- Heckman, J. und R. Willis (1977), A Beta Logistic Model for the Analysis of Sequential Labor Force Participation of Married Women. *Journal of Political Economy* 85, 27 - 58.
- Hensher, D. und L. Johnson (1981), *Applied Discrete-Choice Modelling*. London/New York.
- Manski, Ch. und D. McFadden (eds.) (1981), *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*. Cambridge (Mass.)/London (UK).
- McFadden, D. (1976), Quantal Choice Analysis: A Survey. *Annals of Economic and Social Measurement* 5/4, 363 - 386.
- (1980 a), Qualitative Response Models: Handout, Paper presented at the 4th World Congress of the Econometric Society. Aix-en-Provence.
- (1980 b), Econometric Models of Probabilistic Choice, in: C. Manski und D. McFadden (eds.), *Structural Analysis of Discrete Data*, Cambridge (Mass.).

- Merz, J. (1980 a), The Functionalized Extended Linear Expenditure System FELES — Theory and Application to Individual Household Consumption Expenditures Involving Socioeconomic and Sociodemographic Characteristics. Sfb 3 — Working Paper No. 19, Frankfurt am Main.
- (1980 b), A Restricted Maximum Likelihood Estimator of the Functionalized Extended Linear Expenditure System FELES. Sfb 3 — Working Paper No. 27, Frankfurt am Main.
- (1980 c), Die Ausgaben privater Haushalte — Ein mikroökonomisches Modell für die Bundesrepublik Deutschland. Frankfurt/New York.
- (1981 a), Private Consumption Expenditures — A Microanalytical Model on a Cross Sectional Data Base, in: H. D. Heike (ed.), Modellierungssoftware — Konzeption und Anwendung. Berlin, 225 - 266.
- (1981 b), Socioeconomic Influence on Individual Private Demand for Durable Goods — An Application of Discrete Choice Models: The LOGIT- and TOBIT-Approach. Sfb 3 — Working Paper No. 46, Frankfurt am Main.
- Nerlove, M. und J. Press (1973), Univariate and Multivariate Log-Linear and Logistic Models. Rand Corporation R-1306-EDA/NIH.
- Olsen, R. J. (1978), Note on the Uniqueness of the Maximum Likelihood Estimator for the Tobit Model. *Econometrica* 46, 1211 - 1215.
- Statistisches Bundesamt (1974), Aufgabe, Methode und Durchführung der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1969. Fachserie M, Heft 6.
- Theil, H. (1967), *Economics and Information Theory*. Amsterdam/Chicago.
- Tversky, A. und S. Sattath (1979), Preference Trees. *Psychology Review* 86, 542 - 573.
- Zellner, A. und T. H. Lee (1965), Joint Estimation of Relationships Involving Discrete Random Variables. *Econometrica* 33, 382 - 394.