Ein vollständiges Nachfragesystem für den Privaten Verbrauch

Von Rudi Rettig

Dieser Beitrag versucht, die Hauptdeterminanten der Privaten Konsumnachfrage in einem konsistenten Nachfragesystem aufzuzeigen. Neben den theoretischen Grundlagen und der Beschreibung eines adäquaten Schätzverfahrens werden die Ergebnisse einer empirischen Überprüfung des Ausgabensystems für den Zeitraum von 1950 bis 1980 vorgestellt.

0. Vorbemerkung

Der Private Verbrauch ist mit über 50 vH des Sozialprodukts die größe volkswirtschaftliche Verwendungskomponente. Das Niveau und Gefüge der Konsumnachfrage ist deshalb von größter Bedeutung für die Produktionsmöglichkeiten und die Beschäftigungslage der deutschen Wirtschaft. Bei der Betrachtung der zeitlichen Entwicklung der Konsumstruktur fällt auf, daß dem rückläufigen Anteil der Ausgaben für den Grundbedarf (Nahrungs- und Genußmittel, Bekleidung usw.) eine relativ gestiegene Nachfrage nach Gütern und Dienstleistungen des gehobenen Bedarfs gegenübersteht. Grundlegende Determinante der Verschiebungen innerhalb des Budgets der privaten Haushalte ist einerseits das im Zeitablauf gestiegene reale Pro-Kopf-Einkommen und andererseits die unterschiedliche preisliche Entwicklung der einzelnen Ausgabearten. Letztere Komponente hat — wie das Beispiel der immensen Energiepreissteigerungen zeigt — deutliche Umschichtungen im Budget der privaten Haushalte nach sich gezogen.

Das Anliegen der vorliegenden Untersuchung besteht folglich darin, die Bestimmungsgründe für die Entwicklung der Konsumstruktur in der Bundesrepublik Deutschland über einen längeren Zeitraum (1950 bis 1980) herauszuarbeiten. Dieses soll mit Hilfe eines theoretisch abgesicherten und in sich konsistenten Schätzansatzes erfolgen.

Die theoretischen Implikationen des Nachfragemodells werden in Kapitel 1 beschrieben. Abschnitt 2 behandelt das verwendete Schätzverfahrungen zur Lösung des simultanen Gleichungssystems. Im Anschluß hieran wird die zugrundeliegende Datenbasis kurz besprochen, auf deren Grundlage die empirische Überprüfung des Ausgabenmodells vorgenommen worden ist. Ihre Ergebnisse werden im 4. Kapitel dis-

13a Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften 1983/3

DOI https://doi.org/10.3790/schm.103.3.205 | Generated on 2026-09-20 12:03:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

kutiert. Der letzte Abschnitt bringt einige Schlußfolgerungen dieser Untersuchung.

1. Das lineare Ausgabensystem

1.1. Die Nutzenfunktion

Ausgangspunkt des im Rahmen der neoklassischen Konsumtheorie entwickelten Allokationsmodells des „linear expenditure system" ist das bekannte Rationalitätspostulat: Ein Konsument verteilt seinen gesamten ihm zur Verfügung stehenden Ausgabenbetrag auf eine Anzahl von Gütern x_i ($i = 1, 2, \ldots, m$) unter der Bedingung auf, daß er hieraus den größtmöglichen persönlichen Nutzen zieht. Unterstellt wird hierbei, daß er sowohl vollkommene Information über alle möglichen Güterkombinationen als auch die Fähigkeit zu ihrer Bewertung besitzt.

Die Nutzenfunktion

$$u = f(x_1, x_2, \ldots, x_m) \tag{1}$$

gibt dem Konsumenten Hinweis über den Nutzen der verschiedenen Güterkombinationen[1]: Eine bestimmte Kombination der Güter ist mit einem einzigen Nutzenniveau versehen. Diese Prämisse der Einwertigkeit führt dazu, daß der Nutzen beliebig teilbar und somit die Nutzenfunktion stetig ist. Sie soll zweimal differenzierbar sein. Die ersten Ableitungen $\frac{\partial u}{\partial x_1}$ beziffern den Grenznutzen des Gutes i und besagen, daß der Mehrverbrauch des Gutes i mit einem Gesamtnutzenzuwachs verbunden ist. Darüber hinaus soll die Matrix der zweiten Ableitungen (Hesse-Matrix) vollständig symmetrisch sein:

$$\frac{\partial^2 u}{\partial x_i \, \partial x_j} = \frac{\partial^2 u}{\partial x_j \, \partial x_i} \tag{2}$$

Der Substitutionseffekt einer Preisänderung des Gutes i auf die Nachfrage nach dem Gut j ist gleich dem Substitutionseffekt, der bei einer gleich hohen Preisänderung für das Gut j auf die Nachfrage nach Gut i entsteht. Schließlich möge die Nutzenfunktion streng quasi-konkav sein, so daß die Grenzrate der Substitution ständig abnimmt und die Indifferenzkurven konvex zum Ursprung verlaufen.

Dem im folgenden abzuleitenden linearen Ausgabensystem liegt die direkt-additive Stone-Geary-Nutzenfunktion zugrunde[2]:

$$u = \sum_{i=1}^{m} c_i \cdot \ln (x_i - b_i) \tag{3}$$

[1] Vgl. *Phlips* (1974), 4 ff.
[2] *Geary* (1950/51), vgl. auch *Klein* und *Rubin* (1947/48).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.103.3.205 | Generated on 2026-09-20 12:03:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

mit:

c_i = Anteil des i-ten Gutes am Gesamtkonsum
x_i = Nachgefragte Menge des i-ten Gutes
b_i = Basisverbrauch des i-ten Gutes

(4a) $$0 < c_i < 1$$

(4b) $$b_i < x_i$$

Additivität bedeutet in diesem Zusammenhang, daß sich der Gesamtnutzen der Konsummenge aus der Addition der Teilnutzen der einzelnen Güter ergibt. Hierbei wird für den Nutzen zwischen den Gütergruppen Unabhängigkeit postuliert. Insofern sollte die Anwendung der Stone-Geary-Nutzenfunktion auf die Analyse zwischen großen Aggregaten des Privaten Konsums beschränkt werden.

Maximiert man die Stone-Geary-Nutzenfunktion unter der Nebenbedingung

(5) $$\sum_{i=1}^{m} p_i x_i = y$$

mit:

p_i = Preis der Ausgabegruppe i
x_i = Nachgefragte Menge der Ausgabegruppe i
y = Gesamtausgaben,

so erhält man als Lösung das „linear expenditure system“[3]:

(6) $$p_i x_i = p_i b_i + c_i \left(y - \sum_{j=1}^{m} p_j b_j\right).$$

Dieses Gleichungssystem erlaubt folgende Interpretation[4]: Die Ausgaben $p_i x_i$ für das Gut i können in zwei Komponenten unterteilt werden. Der erste Bestandteil $p_i b_i$ beinhaltet die Mindestausgaben, die der Konsument für die Aufrechterhaltung seines Subsistenzniveaus ansetzt. Insofern kann b_i als Indikator für die Basiskonsummenge aufgefaßt werden; $\sum_i p_j b_j$ ist dann das Subsistenzeinkommen. Das Überschußeinkommen $(y - \sum_j p_j b_j)$ verteilt der Konsument gemäß der marginalen Budgetanteile c_i auf die m Güter.

1.2. Eigenschaften des Nachfragesystems

Die nunmehr abzuleitenden allgemeinen haushaltstheoretischen Bedingungen, die von einem Ausgabensystem erfüllt sein müssen, sind

[3] Zur Ableitung vgl. *Geary* (1950/51). Das „linear expenditure system“ wurde von *Stone* entwickelt: *Stone* (1954).
[4] Vgl. *Samuelson* (1947/48).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.103.3.205 | Generated on 2026-09-20 12:03:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

unabhängig vom Typ der zugrundeliegenden Nutzenfunktion. Das „linear expenditure system" erfüllt die drei grundlegenden Eigenschaften von kompletten Nachfragesystemen: Additivität, Homogenität und Symmetrie.

Das adding-up-Kriterium[5] ist beim linearen Ausgabensystem unmittelbar erfüllt:

$$\sum_{i=1}^{m} p_i \frac{\partial x_i}{\partial y} = \sum_{i=1}^{m} \frac{\partial (p_i x_i)}{\partial y} = 1, \tag{7}$$

da sich die marginalen Konsumneigungen bzw. -anteile zu Eins aufaddieren:

$$\sum_{i=1}^{m} c_i = 1 \tag{8}$$

Die Additivitätsbedingung besagt, daß ein Anstieg in den Gesamtausgaben vollständig auf die verschiedenen Güter aufgeteilt wird.

Die Homogenitätsbedingung verlangt, daß jede Nachfragefunktion

$$x_i = x_i (p_i, \ldots, p_m, y) \tag{9}$$

in bezug auf Preise und Einkommen homogen vom Grade Null ist. Wenn alle Preise und Einkommen mit einem Faktor k multipliziert werden, so muß die nachgefragte Menge unverändert bleiben. Der Konsument ist also frei von Geldillusion[6]. Die Summe aller Preiselastizitäten der Nachfrage muß folglich gleich dem negativen Wert der Einkommenselastizität der Nachfrage sein:

$$\sum_{j=1}^{m} \frac{p_j}{x_i} \cdot \frac{\partial x_i}{\partial p_j} + \frac{y}{x_i} \cdot \frac{\partial x_i}{\partial y} = 0. \tag{10}$$

Das dritte Kriterium der Symmetrie läßt sich mit Hilfe der bekannten Slutsky-Gleichung[7] ableiten, die zu folgender Symmetriefunktion führt:

$$\frac{\partial x_i}{\partial p_j} + x_j \left(\frac{\partial x_i}{\partial y} \right) = \frac{\partial x_j}{\partial p_i} + x_i \left(\frac{\partial x_j}{\partial y} \right). \tag{11}$$

Die Matrix der partiellen Ableitungen der Nachfragefunktion nach den Güterpreisen bei konstantem Nutzenniveau ist symmetrisch[8]. Sie besitzt negative Diagonalelemente, d. h. der Eigensubstitutionseffekt der Preisänderung eines Gutes ist immer negativ (Negativitätsbedingung).

---

[5] Die Nachfrageadditivität ist nicht zu verwechseln mit der Additivität von Nutzenfunktionen.

[6] Vgl. *Branson* und *Klevorick* (1969).

[7] Vgl. *Henderson* und *Quandt* (1967), 26 f.

[8] *Hicks* (1956).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.103.3.205 | Generated on 2026-09-20 12:03:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Die Verwendung der direkt-additiven Stone-Geary-Nutzenfunktion, die Unabhängigkeit für die Güternutzen untereinander annimmt, ergibt, daß alle Güter Nettosubstitute[9] sind:

$$c_i \cdot \frac{(x_j - b_j)}{p_i} > 0. \tag{12}$$

Das Vorzeichen des Slutsky-Substitutionseffektes ist positiv. Der Einkommenseffekt ist demnach so groß, daß der positive Substitutionseffekt überkompensiert wird. Das lineare Ausgabensystem läßt somit keine komplementären oder inferioren Güter zu.

Für die Slutsky-Gleichung folgt im „linear expenditure system":

$$- c_i \frac{b_j}{p_i} + c_i \frac{x_j}{p_i} = - c_j \frac{b_i}{p_j} + c_j \frac{x_i}{p_j} \,. \tag{13}$$

Bei Zugrundeliegen der direkt-additiven Nutzenfunktion lassen sich neben den drei beschriebenen allgemeinen Bedingungen noch spezielle Restriktionen, die die Zerlegung des Preiseffektes betreffen, formulieren. Mit Hilfe der Slutsky-Gleichung, die als „fundamental matrix equation of the theory of consumer demand" angesehen wird[10], kann die Matrix der Effekte von Preisvariationen auf die Gütermengen in verschiedene Komponenten unterteilt werden[11]. Die Einkommenselastizitäten:

$$\varepsilon_i = \frac{\partial x_i}{\partial y} \cdot \frac{y}{x_i} = c_i \cdot \frac{y}{p_i x_i} \tag{14}$$

sind sämtlich positiv[12]. Die aus der Haushaltstheorie bekannten gewöhnlichen Preiselastizitäten lassen sich aufspalten in (direkte) Eigen- und in Kreuzpreiselastizitäten. Während die Eigenpreiselastizität bestimmt wird durch:

$$\eta_{ii} = \frac{\partial x_i}{\partial p_i} \cdot \frac{p_i}{x_i} = (1 - c_i) \cdot \frac{b_i}{x_i} - 1, \tag{15}$$

errechnet sich die Kreuzpreiselastizität durch:

$$\eta_{ij} = \frac{\partial x_i}{\partial p_j} \cdot \frac{p_j}{x_i} = - c_i \cdot \frac{b_j p_j}{x_i p_i} \,. \tag{16}$$

Neben diesen sog. gewöhnlichen Elastizitäten können noch die um den Einkommenseffekt bereinigten, sog. kompensierten Preiselastizitä-

[9] Vgl. *Green* (1971), *Hicks* und *Allen* (1934).
[10] Vgl. *Barten* (1964).
[11] Vgl. *Powell* (1974), 36 - 41.
[12] Güter mit steigendem Budgetanteil haben im Zeitverlauf gegen Eins fallende Einkommenselastizitäten, et vice versa.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.103.3.205 | Generated on 2026-09-20 12:03:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

ten ermittelt werden. Die kompensierte Eigenpreiselastizität wird bestimmt durch:

$$\eta_{ii}^{+} = \eta_{ii} + c_i \tag{17}$$

Während die gewöhnlichen Kreuzpreiselastizitäten negative Werte aufweisen, ist die kompensierte Slutsky-Kreuzpreiselastizität

$$\eta_{ij}^{+} = \eta_{ij} + c_i \cdot \frac{p_j x_j}{p_i x_i} \tag{18}$$

i. d. R. positiv, da sämtliche Güter bzw. Gütergruppen Substitute im Hicksschen Sinne sind[13]. Tabelle 1 bringt eine zusammenfassende Übersicht der Elastizitäten des linearen Ausgabensystems.

Tabelle 1

Elastizitäten des linearen Ausgabensystems

	Kreuz	Eigen
Gewöhnliche Preiselastizität	$-c_i \cdot \frac{b_j \cdot p_j}{x_i \cdot p_i}$	$(1 - c_i) \cdot \frac{b_i}{x_i} - 1$
Kompensierte Preiselastizität	$c_i \cdot \frac{(x_j - b_j) \cdot p_j}{x_i \cdot p_i}$	$-(1 - c_i) \cdot \left(1 - \frac{b_i}{x_i}\right)$
Einkommenselastizität ..	$c_i \cdot \frac{\sum_i p_i \cdot x_i}{p_i \cdot x_i}$	

1.3. Pigousches Gesetz

Die Unterstellung der Stone-Geary-Nutzenfunktion ist für die spezifischen Substitutionseffekte im linearen Ausgabensystem von wesentlicher Bedeutung. Unter Berücksichtigung der direkt-additiven Nutzenfunktion gemäß Gleichung (3) wird die Lagrangefunktion

$$L(x, \lambda) = u + \lambda \left(y - \sum_{j=1}^{m} p_j x_j\right) \tag{19}$$

nach x und λ abgeleitet. Hierbei stellt λ den Grenznutzen des Einkommens dar:

$$\lambda = \frac{\partial u}{\partial y} \tag{20a}$$

[13] *Hicks* and *Allen* (1934).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.103.3.205 | Generated on 2026-09-20 12:03:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

(20b) $$\lambda = \frac{\sum_{i=1}^{m} c_i}{y - \sum_{j=1}^{m} p_j b_j}$$

(20c) $$\lambda = (y - \sum_{j=1}^{m} p_j b_j)^{-1}$$

Über eine Ermittlung der zweiten Ableitungen der Lagrange-Funktion (19) kann nach einigen Umformungen[14] gezeigt werden, daß im linearen Ausgabensystem alle speziellen Substitutionseffekte Null sind und nur die allgemeinen Kreuz-Substitutionseffekte bestehen bleiben[15]:

(21) $$\eta_{ij}^{+} = \frac{dx_i}{dp_j} = -\psi \cdot \frac{\partial x_i}{\partial y} \cdot \frac{\partial x_j}{\partial y}$$

mit:

(22) $$\psi = \frac{\lambda}{\partial \lambda / \partial y}$$

Die generellen Kreuz-Substitutionseffekte sind folglich proportional (ψ) zu den Einkommenseffekten. Die Proportionalität zwischen Einkommens- und Preiselastizitäten ist als Pigousches Gesetz[16] bekannt. Für die empirische Anwendung des linearen Ausgabensystems bedeutet es, daß alle m^2 Preiseffekte über eine einzige Konstante ψ ermittelt werden können. Infolgedessen brauchen im linearen Ausgabensystem nur noch $(m - 1)$ voneinander unabhängige Einkommenseffekte und die auf ψ basierende Einkommensflexibilität berechnet zu werden.

Da alle speziellen Kreuzableitungen entfallen, wird die Hesse-Matrix mit den zweiten Ableitungen der Nutzenfunktion zu einer Diagonalmatrix. Allerdings ist eine diagonale Hesse-Matrix nicht invariant gegenüber einer monoton ansteigenden Transformation der Nutzenfunktion[17]. Im Falle der additiven Nutzenfunktion reduzieren sich die gesamten (speziellen und generellen) Substitutionseffekte auf eine einzige (generelle) Komponente, die nicht invariant ist. Der Proportionalitätsfaktor ψ ist nur bei einer linearen Transformation invariant.

Mit Hilfe des Proportionalitätsfaktors ψ läßt sich die Einkommenselastizität in bezug auf den Grenznutzen des Einkommens ableiten:

---

[14] Zum Verfahren vgl. etwa: *Powell* (1974), 24 ff., *Theil* (1975), 21 f. und *Phlips* (1974), 57 ff.

[15] Zum Beweis vergleiche: *Houthakker* (1960), *Goldman* und *Uzawa* (1964).

[16] *Pigou* (1910).

[17] Die Präferenzordnung einer Nutzenfunktion $u(x)$ soll nicht durch eine monoton ansteigende Transformation der Funktion — z. B. in Form von $\exp\{u(x)\}$ — zerstört werden. Vgl. hierzu *Theil* (1975), 51 f.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.103.3.205 | Generated on 2026-09-20 12:03:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

(23a) $$\omega = \frac{\partial \lambda}{\partial y} \cdot \frac{y}{\lambda}$$

(23b) $$\omega = \frac{y}{\psi}$$

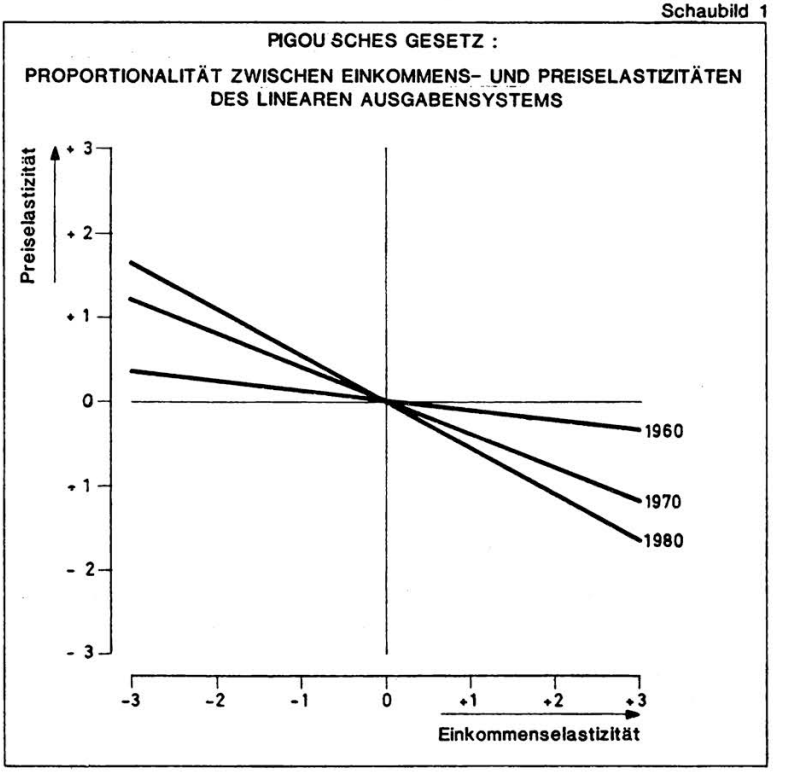
In Anlehnung an die „money flexibility" von R. *Frisch*[18] wird ω als Parameter der Einkommensflexibilität angesehen. Darüber hinaus kann mit Hilfe dieses Parameters das erwähnte Pigousche Gesetz umschrieben werden:

(24a) $$\Phi = \frac{1}{\omega}$$

(24b) $$\Phi = -\frac{y - \sum_{j=1}^{m} p_j b_j}{y}$$

Anhand des Schaubilds 1 wird die proportionale Beziehung zwischen Einkommens- und Preiseffekten gemäß dem Pigouschen Gesetz deut-

Schaubild 1



[18] *Frisch* (1959).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.103.3.205 | Generated on 2026-09-20 12:03:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

lich[19]. Da die Einkommensflexibilität variieren kann, ist für den Pigouschen Proportionalitätsfaktor Φ eine zeitliche Veränderung anzunehmen.

Die direkt-additive Nutzenfunktion führt über die Berücksichtigung des Pigouschen Gesetzes folglich dazu, daß sämtliche Preis- und Substitutionseffekte über die Ermittlung der Einkommenselastizitäten und der Einkommensflexibilität ausgewiesen werden können. Wenn jedoch in der zugrundeliegenden Datenbasis die Einkommensvariationen die Änderungen der relativen Preise dominieren, dann erzeugt das lineare Ausgabensystem Schätzwerte für die Preiselastizitäten, die die Struktur der tatsächlichen Preiseffekte nur verzerrt wiedergeben. Das Additivitätstheorem ist somit als eine sehr restriktive Annahme des „linear expenditure system" anzusehen[20]. Dem Vorteil der theoretischen Geschlossenheit des linearen Nachfragemodells und der aus dem Pigouschen Gesetz abzuleitenden Reduzierung der Parameterzahl steht der Nachteil einer eventuellen Verzerrtheit der Schätzwerte dieses Ausgabensystems gegenüber.

2. Schätzverfahren

Da jede Gleichung des Nachfragesystems (6) nicht-linear in den Parametern ist, muß nach einem Lösungsverfahren gesucht werden, welches effiziente Parameterschätzungen garantiert[21]. Die nicht-lineare Funktion

$$v_t = f_t(Z_t, \beta) \tag{25}$$

wird durch eine Taylor-Approximation 1. Ordnung umschrieben:

$$v_t - f_t(Z_t, \beta_0) \simeq \frac{\partial f_t^T}{\partial \beta}(Z_t, \beta_0) \cdot (\beta - \beta_0) \tag{26}$$

Zuerst werden gewisse Startwerte für die Parameter β vorgegeben. In der ersten Stufe erhält man im ersten Iterationsschritt ($k = 1$) mit Hilfe der OLS-Methode sodann erste neue Schätzwerte für β:

$$\hat{\beta}_{(1)} = \{Z_{(1)}^T \cdot Z_{(1)}\}^{-1} \cdot Z_{(1)}^T . \tag{27}$$

---

[19] Die Steigungen der Geraden wurden mit den in Abschnitt 4 vorgestellten Schätzwerten errechnet.

[20] Die Ergebnisse der Arbeiten von *Barten* (1969) und *Byron* (1970) weisen beispielsweise darauf hin, daß die Annahme der additiven Nutzenfunktion wenig realistisch ist und zu verzerrten Schätzwerten der Preiselastizitäten führen kann. Zu diesem Problemkreis vgl. auch: *Deaton* (1972) und *Barten* (1967), *Brown* und *Deaton* (1972).

[21] Vgl. *Zellner* (1962).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.103.3.205 | Generated on 2026-09-20 12:03:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Diese $\hat{\beta}_{(1)}$-Werte finden in der zweiten Stufe Verwendung, um die Veränderungswerte $\Delta\beta$ zu ermitteln:

$$\widehat{\Delta\beta}_{(1)} = \{Z_{(1)}^T \cdot Z_{(1)}\}^{-1} \cdot Z_{(1)}^T \cdot \{v - f(Z_{(1)}, \hat{\beta}_{(1)})\} \tag{28}$$

Die Schätzwerte $\widehat{\Delta\beta}_{(1)}$ werden nun zu den ursprünglichen $\hat{\beta}_{(1)}$-Werten addiert und ergeben die neuen Parameter für den nächsten Iterationsschritt:

$$\hat{\beta}_{(k+1)} = \hat{\beta}_{(k)} + \widehat{\Delta\beta}_{(k)} \; . \tag{29}$$

Die neuen Parameter $\hat{\beta}_{(k+1)}$ finden Eingang in die Datenmatrix $Z_{(k+1)}$ und der zweistufige Schätzvorgang wird wiederholt. Die iterative Schätzung wird solange durchgeführt, bis $\widehat{\Delta\beta}_{(k)}$ — mit einer vorzugebenden Genauigkeit (z. B. 10^{-4}) — gegen Null strebt.

Dieses auf dem Marquardt-Algorithmus[22] beruhende Newton-Raphson-Verfahren besitzt recht gute Konvergenzeigenschaften. Für die Schätzung des „linear expenditure system" ergibt sich folgender Systemansatz:

$$(V_i) = (P_i \vdots W) \cdot (\beta) + (U_i) \tag{30}$$

mit:

$$(V_i) = (p_{i1}\, x_{i1}, \ldots, p_{in}\, x_{in})^T$$

$$(P_i) = (p_{i1}, \ldots, p_{in})^T$$

$$(W) = (y_1 - \sum_j p_{j1}\, b_j, \ldots, y_n - \sum_j p_{jn}\, b_j)^T$$

$$(\beta) = (b_1, c_1, \ldots, b_m, c_m)^T$$

$$(U_i) = (u_{i1}, \ldots, u_{in})^T$$

oder kurz:

$$V = Z \cdot \beta + U \tag{31}$$

3. Datenbasis

In der amtlichen Statistik der Bundesrepublik Deutschland werden im Rahmen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung die Ausgaben der Privaten Haushalte in neun große Kategorien unterteilt[23]. Die Gruppierung der Konsumausgaben erfolgt hierbei nach dem Kriterium

[22] *Marquardt* (1963).
[23] Statistisches Bundesamt (versch. Jahrg.).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.103.3.205 | Generated on 2026-09-20 12:03:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 2: **Zur Entwicklung des Privaten Verbrauchs 1950 bis 1980**

Lfd. Nr.	Ausgabegruppe	Anteile am Privaten Verbrauch in vH, in jeweiligen Preisen				Reale Wachstumsraten[a]	Elastizität[b]
		1950	1960	1970	1980	1950/1980	1950/1980
1	Nahrungs- u. Genußmittel	42.0	37.1	30.6	26.8	3.6	0.798
2	Kleidung, Schuhe	14.0	11.5	10.6	9.7	4.0	0.883
3	Wohnungsmieten	10.1	9.9	12.5	12.4	3.8	0.833
4	Elektrizität, Gas, Brennstoffe	2.8	3.1	3.7	5.3	5.3	1.179
5	Haushaltsführung	11.3	12.9	12.3	11.6	5.0	1.108
6	Verkehr, Nachrichten	5.9	9.2	13.6	15.5	7.8	1.712
7	Körper- u. Gesundheitspflege	4.0	4.9	4.6	5.1	4.4	0.971
8	Bildung, Unterhaltung	6.6	7.2	7.3	7.4	5.0	1.111
9	Persönliche Ausstattung	3.4	4.2	4.8	6.3	5.6	1.242
10	Privater Verbrauch	100.0	100.0	100.0	100.0	4.5	1.000

a) Durchschnittliche jährliche Veränderungsraten in vH, in Preisen von 1970. — b) Jahresdurchschnittliche Veränderungsrate der jeweiligen Ausgabegruppe bezogen auf die Veränderungsrate des gesamten Privaten Verbrauchs.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.103.3.205 | Generated on 2026-09-20 12:03:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

des letzten Verwendungszwecks. Über die Angaben zur Struktur des Privaten Verbrauchs in jeweiligen Preisen können unter Verwendung der Daten in Preisen eines bestimmten Basisjahres auch die jeweiligen Preise der Konsumgruppen ermittelt werden. Dieser Datenkranz aus nominalen Konsumausgaben und Preisindizes wird durch Angaben über die Bevölkerungsentwicklung erweitert, um die entsprechenden Pro-Kopf-Ausgaben ausweisen zu können. Tabelle 2 zeigt die strukturelle Entwicklung des Privaten Konsums im Untersuchungszeitraum von 1950 bis 1980. Aus ihr geht hervor, daß die Güter des Grundbedarfs starke Anteilsverluste hinnehmen mußten, während sich die Nachfrage bei steigenden realen Pro-Kopf-Einkommen mehr und mehr den Gütern und Dienstleistungen des gehobenen Bedarfs zuwandte.

4. Ergebnisse

Die erwähnte strukturelle Entwicklung der privaten Konsumnachfrage im Zeitraum 1950 - 1980 gibt Anlaß zur Vermutung, daß die statische Version des „linear expenditure systems" um einen dynamischen Aspekt, der die Veränderung der marginalen Budgetanteile berücksichtigt[24], erweitert werden sollte. Eine Dynamisierung des Ausgabensystems wäre demnach über einen Trendansatz für die marginalen Ausgabenanteile zu erreichen:

(32) $$c_{it} = c_{i1} + c_{i2} \cdot t$$

Das zu schätzende simultane Gleichungssystem erscheint dann in folgender Form:

(33) $$p_{it} \cdot x_{it} = p_{it} \cdot b_i + (c_{i1} + c_{i2} \cdot t) \cdot (y_t - \sum_{j=1}^{m} p_{jt} \cdot b_j)$$

mit:

(34a) $$\sum_{i=1}^{m} c_{i1} = 1$$

(34b) $$\sum_{i=1}^{m} c_{i2} = 0$$

(34c) $$\sum_{i=1}^{m} p_{it} \cdot x_{it} = y_t \ .$$

Diese dynamische Version des linearen Ausgabensystems wurde auf die in Abschnitt 3 beschriebenen neun Ausgabegruppen des Privaten Verbrauchs im Zeitraum 1950 - 1980 übertragen. Mit Hilfe des im zweiten Kapitel beschriebenen Marquardt-Algorithmus sind die entsprechenden Parameter (b_i, c_{i1}, c_{i2}) ermittelt worden.

[24] Vgl. *Deaton* (1975).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.103.3.205 | Generated on 2026-09-20 12:03:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 3: **Parameter des linearen Ausgabensystems**

Lfd. Nr.	Ausgabegruppe	Basiskonsum[a]		Marginale Budgetanteile				R^2
		b_i	t-Werte	c_{i1}	t-Werte	c_{i2}	t-Werte	
1	Nahrungs- u. Genußmittel	1 264.9	52.94	0.3174	42.45	— 0.0036	13.79	0.9998
2	Kleidung, Schuhe	393.2	16.78	0.1302	18.36	— 0.0015	5.71	0.9996
3	Wohnungsmieten	511.7	14.80	0.0823	7.46	0.0010	3.77	0.9997
4	Elektrizität, Gas, Brennstoffe	114.2	4.47	0.0156	2.19	0.0014	4.89	0.9981
5	Haushaltsführung	435.4	17.99	0.1511	19.86	— 0.0010	4.06	0.9993
6	Verkehr, Nachrichten	300.1	12.33	0.1622	21.99	0.0017	6.66	0.9988
7	Körper- u. Gesundheitspflege	186.0	6.47	0.0361	4.09	0.0004	1.43	0.9990
8	Bildung, Unterhaltung	262.6	10.00	0.0666	8.06	0.0005	1.87	0.9997
9	Persönliche Ausstattung	148.5	5.64	0.0385	4.57	0.0011	4.47	0.9999
	Summe	3 616.5		1.0000		0.0000		

a) Pro-Kopf.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.103.3.205 | Generated on 2026-09-20 12:03:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Aus Tabelle 3 geht hervor, daß das dynamische Ausgabensystem hochsignifikante Schätzwerte liefert und die ex-post-Entwicklung der variablen Budgetanteile sehr gut berücksichtigt. Die entsprechenden Werte für die Ausgabegruppen 1, 2 und 5 zeigen an, daß die Gütergruppen des Grundbedarfs wie postuliert mit Anteilsverlusten versehen sind. Diese Aussage läßt sich auch anhand der Tabelle 4 untermauern, in der die Einkommenselastizitäten der neun Ausgabegruppen aufgelistet sind. Diese aus dem Modell ermittelten Elastizitäten liegen ziemlich genau im Bereich der in Tabelle 2 ausgewiesenen Streckenelastizitäten. Das unterproportionale Wachstum der Konsumgruppen 1, 2, 3 und 7 wird durch die entsprechenden Schätzwerte ebenso wiedergegeben wie der sehr hohe Nachfrageanstieg der Ausgabegruppen 6 und 9.

Im Zeitverlauf 1950 - 1980 ist allerdings eine recht starke Abschwächung der Einkommenselastizität für die Ausgabegruppe 6 (Verkehr, Nachrichten) festzustellen. In diesem Zusammenhang ist auch — gerade auf dem Hintergrund der enormen Energieverteuerung — der Rückgang der Einkommenselastizität bei der Gütergruppe 4 (Energie) während der 70er Jahre zu sehen. Wie die Entwicklung der Elastizitäten verdeutlicht, ist mit dem Nachfragesystem die Reaktion der Konsumenten auf veränderte ökonomische Bedingungen sehr wohl abzuzeichnen.

Die in Tabelle 4 angegebenen Eigen-Preiselastizitäten besitzen sämtlich negative Vorzeichen, denn für jede Konsumgruppe ist ein positiver Schätzwert für den Basiskonsum errechnet worden (vgl. Tabelle 3). Auch die um die Einkommenseffekte bereinigten, kompensierten Eigen-Preiselastizitäten sind mit den erforderlichen negativen Vorzeichen versehen, die Negativitätsbedingung wird also erfüllt.

Die stärkste Preisreagibilität findet man bei den Ausgabegruppen 6 (Verkehr, Nachrichten), 9 (Persönliche Ausstattung) und 4 (Energie), während am preisunempfindlichsten die Konsumgruppe 1 (Nahrungs- und Genußmittel) ist und sich damit als relativ inferiores Gut erweist.

Die Kreuzpreiselastizitäten sind — wie die Tabellen 5 und 6 zeigen — verhältnismäßig unbedeutend. Dieses Ergebnis ist darauf zurückzuführen, daß zwischen den hochaggregierten Gütergruppen keine allzu starken Substitutionsbeziehungen bestehen, sondern wahrscheinlich nur innerhalb einer Ausgabengruppe enge Substitutions- und Komplementaritätseffekte auftreten. Relativ hohe Kreuzpreiselastizitäten könnten allenfalls der Konsumgruppe 6 (Verkehr, Nachrichten) zugestanden werden.

Die positiven und nahe bei Null liegenden Werte der kompensierten Kreuzpreiselastizitäten (vgl. Tabelle 6) spiegeln die Implikationen der direkt-additiven Nutzenfunktion des linearen Ausgabensystem wider.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.103.3.205 | Generated on 2026-09-20 12:03:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 4: **Elastizitäten des linearen Ausgabensystems**

Lfd. Nr.	Ausgabegruppe	Einkommenselastizitäten					Eigenpreis-elastizitäten[a]	
		Durch-schnitt 1950/80	1950	1960	1970	1980	gewöhn-liche	kompen-sierte
1	Nahrungs- u. Genußmittel	0.761	0.748	0.749	0.791	0.769	— 0.451	— 0.208
2	Kleidung, Schuhe	0.940	0.919	0.984	0.927	0.858	— 0.378	— 0.278
3	Wohnungsmieten	0.898	0.823	0.940	0.825	0.913	— 0.364	— 0.262
4	Elektrizität, Gas, Brennstoffe	1.026	0.614	1.036	1.259	1.148	— 0.443	— 0.398
5	Haushaltsführung	1.090	1.324	1.081	1.054	1.024	— 0.438	— 0.307
6	Verkehr, Nachrichten	1.879	2.782	1.982	1.455	1.397	— 0.610	— 0.413
7	Körper- u. Gesundheitspflege	0.898	0.921	0.816	0.957	0.922	— 0.356	— 0.312
8	Bildung, Unterhaltung	1.033	1.016	1.000	1.043	1.096	— 0.409	— 0.332
9	Persönliche Ausstattung	1.233	1.178	1.204	1.289	1.181	— 0.457	— 0.396

a) Durchschnittswerte im Untersuchungszeitraum 1950 - 1980 bei Gültigkeit der Stone-Geary-Nutzenfunktion.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.103.3.205 | Generated on 2026-09-20 12:03:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 5: **Durchschnittliche gewöhnliche Preiselastizitäten[a] nach 9 Ausgabegruppen**

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	— 0.451	— 0.057	— 0.063	— 0.017	— 0.062	— 0.044	— 0.025	— 0.036	— 0.022
2	— 0.223	— 0.378	— 0.077	— 0.020	— 0.076	— 0.054	— 0.031	— 0.044	— 0.027
3	— 0.208	— 0.066	— 0.364	— 0.019	— 0.071	— 0.050	— 0.029	— 0.041	— 0.025
4	— 0.263	— 0.083	— 0.093	— 0.443	— 0.090	— 0.064	— 0.037	— 0.052	— 0.032
5	— 0.250	— 0.079	— 0.087	— 0.023	— 0.438	— 0.061	— 0.035	— 0.049	— 0.030
6	— 0.386	— 0.121	— 0.131	— 0.035	— 0.132	— 0.610	— 0.053	— 0.076	— 0.046
7	— 0.211	— 0.067	— 0.074	— 0.020	— 0.072	— 0.051	— 0.356	— 0.042	— 0.025
8	— 0.246	— 0.078	— 0.086	— 0.023	— 0.084	— 0.060	— 0.034	— 0.409	— 0.029
9	— 0.284	— 0.090	— 0.099	— 0.026	— 0.097	— 0.069	— 0.040	— 0.056	— 0.457

a) Kreuzpreiselastizitäten. In der Diagonalen erscheinen die Eigenpreiselastizitäten.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.103.3.205 | Generated on 2026-09-20 12:03:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 6: **Durchschnittliche kompensierte Preiselastizitäten[a]) nach 9 Ausgabegruppen**

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	− 0.208	0.025	0.028	0.013	0.033	0.054	0.012	0.021	0.017
2	0.075	− 0.278	0.033	0.016	0.039	0.064	0.015	0.024	0.021
3	0.071	0.028	− 0.262	0.015	0.037	0.061	0.014	0.023	0.019
4	0.095	0.038	0.042	− 0.398	0.050	0.082	0.019	0.031	0.026
5	0.086	0.034	0.037	0.018	− 0.307	0.073	0.017	0.028	0.024
6	0.124	0.048	0.053	0.026	0.065	− 0.413	0.024	0.040	0.033
7	0.076	0.030	0.033	0.016	0.040	0.065	− 0.312	0.025	0.021
8	0.087	0.034	0.038	0.018	0.045	0.074	0.017	− 0.332	0.024
9	0.099	0.039	0.043	0.021	0.052	0.084	0.019	0.032	− 0.396

a) Kreuzpreiselastizitäten. In der Diagonalen erscheinen die Eigenpreiselastizitäten.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.103.3.205 | Generated on 2026-09-20 12:03:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Insbesondere kommt das Pigousche Gesetz, das eine proportionale Beziehung zwischen Einkommens- und Preiseffekten postuliert, zum Tragen. Bei Zugrundeliegen der Stone-Geary-Nutzenfunktion betrug der Pigousche Proportionalitätsfaktor im Untersuchungszeitraum etwa − 0,36 (vgl. auch Schaubild 1).

5. Schlußfolgerung

In dieser Untersuchung sind die Ergebnisse einer dynamischen Version des „linear expenditure system" für die private Konsumnachfrage im Zeitraum von 1950 - 1980 vorgelegt worden. Auf der Grundlage einer direkt-additiven Nutzenfunktion, die zugleich die Analyse auf sehr hochaggregierte Gütergruppen beschränkt, wurde ein simultanes Gleichungssystem vorgestellt. Dieses Ausgabensystem unterscheidet für jede Gütergruppe sowohl einen preis- und einkommensabhängigen Basiskonsum als auch eine vom Einkommen und Güterpreisen determinierte Überschußnachfrage („supernumerary income"). Inferiore Ausgabegruppen wurden im Modell ausgeschlossen.

Die Parameter des Nachfragesystems weisen eine hohe Signifikanz auf. Im Gegensatz zu Einzelgleichungsschätzungen, die aufgrund von zu vermutender Multikollinearität zwischen den Preisreihen mit erheblichen Schätzschwierigkeiten verbunden sein dürften, können mit Hilfe des „linear expenditure system" sämtliche Kreuzpreiseffekte errechnet werden.

Dennoch sollten die Schwachstellen des linearen Ausgabensystems nicht übersehen werden. Infolge der zugrundeliegenden direkt-additiven Stone-Geary-Nutzenfunktion läßt sich die Analyse nur für sehr wenige große Gütergruppen durchführen. Eine tiefergehende Disaggregation der Konsumnachfrage könnte vielleicht durch die Verwendung einer schwach trennbaren Nutzenfunktion[25] ermöglicht werden. Darüber hinaus ließen sich mit Nachfragesystemen vom Rotterdam-Typ[26] die Güterarten innerhalb einer Ausgabegruppe schätzen, so daß auch komplementäre und inferiore Güter berücksichtigt werden könnten. Für hochaggregierte Daten erscheint jedoch die hier verwendete dynamische Version des linearen Ausgabensystems ein konsistentes und theoretisch abgesichertes Instrumentarium zu sein, das mit guten Schätzeigenschaften ausgestattet ist und zu plausiblen Ergebnissen führt.

---

[25] Vgl. *Brown* und *Heien* (1972).
[26] Vgl. *Theil* (1976).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.103.3.205 | Generated on 2026-09-20 12:03:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Zusammenfassung

In dieser Untersuchung wurde versucht, sowohl die theoretischen Grundlagen als auch die empirische Überprüfung eines linearen Ausgabensystems für den Privaten Verbrauch herauszuarbeiten. Auf der Grundlage einer direkt-additiven Nutzenfunktion ist das dynamische Nachfragesystem zur Analyse des Privaten Konsums der Bundesrepublik Deutschland im Zeitraum 1950 bis 1980 herangezogen worden. Es lieferte hochsignifikante Parameterschätzungen, mit denen die Berechnung sämtlicher Kreuzpreiselastizitäten zwischen den Ausgabearten ermöglicht wurde. Allerdings beschränkt der hier verwendete nutzentheoretische Ansatz die Untersuchung auf stark aggregierte und voneinander unabhängigen Ausgabegruppen.

Summary

This study tries to work out the theoretical principle and empirical control of a linear expenditure system for private consumption. By way of analysis of private consumption in the FRG from 1950 to 1980 the dynamic demand system is implemented using a direct-additive utility function. This produces highly significant parameters, which make possible the calculation of various cross-price elasticities between the types of expenditure. The utility function used here though limits the analysis to expenditure groups which are strongly aggregated and independent from each other.

Literatur

Barten, A. D. (1964), Consumer Demand Functions under Conditions of Almost Additive Preferences. The Review of Economics and Statistics 49, 1 - 38.

— (1967), Evidence on the Slutsky Conditions for Demand Equations. The Review of Economics and Statistics 49, 77 - 84.

— (1969), Maximum Likelihood Estimation of a Complete System of Demand Equations. European Economic Review 1, 7 - 73.

Branson, W. H. and A. K. *Klevorick* (1969), Money Illusion and the Aggregate Consumption Function. The American Economic Review 59, 832 - 849.

Brown, J. A. C. and A. *Deaton* (1972), Surveys in Applied Economics: Models of Consumer Behavior. Economic Journal 82, 1145 - 1236.

Brown, M. and D. *Heien* (1972), The S-Branch Utility Tree: A Generalization of the Linear Expenditure System. Econometrica 40, 737 - 747.

Byron, R. D. (1970), A Simple Method of Testing Demand Systems under Separable Utility Assumptions. The Review of Economic Studies 37, 261 - 274.

Deaton, A. S. (1972), The Estimation and Testing of Systems of Demand Equations: A Note. European Economic Review 3, 399 - 411.

— (1975), Models and Projections of Demand in Postwar Britain. London.

Frisch, R. (1959), A Complete Scheme for Computing All Direct and Cross Demand Elasticities in a Model with Many Sectors. Econometrica 27, 177 - 196.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.103.3.205 | Generated on 2026-09-20 12:03:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Geary, R. C. (1950/51), A Note on „A Constant-Utility Index of the Cost of Living". The Review of Economic Studies 18, 65 - 66.

Goldman, S. M. and H. *Uzawa* (1964), A Note on Separability in Demand Analysis. Econometrica 32, 387 - 398.

Green, H. A. J. (1971), Consumer Theory. Harmondsworth.

Henderson, J. M. und R. E. *Quandt* (1967), Mikroökonomische Theorie. Eine mathematische Darstellung. München und Frankfurt.

Hicks, J. R. (1956), A Revision of Demand Theory. Oxford.

— and R. G. D. *Allen* (1934), A Reconsideration of Theory of Value. (Part I and II). Economica 1, 52 - 76 und 196 - 219.

Houthakker, H. S. (1960), Additive Preferences. Econometrica 28, 244 - 257.

Klein, L. R. and H. *Rubin* (1947/48), A Constant Utility Index of the Cost of Living. The Review of Economic Studies 15, 84 - 87.

Marquardt, D. W. (1963), An Algorithm for Least Squares Estimation of Non-Linear Parameters. The Journal of the Society of Industrial and Applied Mathematics 11, 431 - 441.

Phlips, L. (1974), Applied Consumption Analysis. Amsterdam, Oxford, New York.

Pigou, A. C. (1910), A Method of Determining the Numerical Value of Elasticities of Demand. Economic Journal 20, 636 - 640.

Powell, A. A. (1974), Empirical Analytics of Demand Systems. Lexington, Toronto, London.

Samuelson, P. A. (1947/48), Some Implications of Linearity. The Review of Economic Studies 15, 88 - 90.

Statistisches Bundesamt (versch. Jahrg.), Konten und Standardtabellen. Fachserie 18: Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Reihe 1. Stuttgart, Mainz.

Stone, J. R. N. (1954), Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand. Economic Journal 64, 511 - 527.

Theil, H. (1975), Theory and Measurement of Consumer Demand (Vol. I), Amsterdam, Oxford, New York.

— (1976), Theory and Measurement of Consumer Demand (Vol. II). Amsterdam, Oxford, New York.

Zellner, A. (1962), An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias. Journal of the American Statistical Association 57, 348 - 368.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.103.3.205 | Generated on 2026-09-20 12:03:06
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/