

Rheinisch-Westfälisches Institut  
für Wirtschaftsforschung Essen

# Ökonometrische Analyse der Ausgabearten des Privaten Verbrauchs

Von Rainer Rau



Duncker & Humblot · Berlin

# Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung Essen

---

## **Direktorium:**

Geschäftsführender Direktor:  
Dr. Gregor Winkelmeier

## **Wissenschaftliche Direktoren:**

Dipl.-Volksw. Bernhard Filusch  
Dr. Willi Lamberts

## **Verwaltungsrat:**

### **Vorsitzender:**

Professor Dr. Hans-Karl Schneider, Köln

### **Stellv. Vorsitzender:**

Dr. Harald Koch, Dortmund  
Ernst Fessler, Düsseldorf  
Dr. Helmut Keunecke, Dortmund

Professor Dr. Kurt H. Biedenkopf, Düsseldorf  
Dr. Klaus Boisserée, Düsseldorf  
Dr. Gotthard Frhr. von Falkenhausen, Essen  
Dr. Ernst Finkemeyer, Essen  
Hans Adolf Giesen, Düsseldorf  
Rudolf Groth, Düsseldorf  
Professor Dr. Fritz Halstenberg, Düsseldorf  
Dr. Herbert W. Köhler, MdB, Düsseldorf  
Eberhard Frhr. von Medem, Düsseldorf  
Heinz Neufang, Essen  
Kurt Offers, Düsseldorf  
Dr. Heinz Osthues, Münster  
Dr. Gerhard Paschke, Düsseldorf  
Dr. Heinz Reintges, Essen  
Dr. Karlheinz Rewoldt, Essen  
Dr. h. c. Herbert Schelberger, Essen  
Dr. Otto Schlecht, Bonn  
Paul Schnitker, Münster  
Dr. Johann B. Schöllhorn, Kiel  
Roland Seeling, Essen\*  
Dr. Dieter Spethmann, Duisburg  
Dr. Heinz Spitznas, Essen

\*Vorsitzender des Betriebsrates des RWI

---

## **Schriftleitung:**

Dr. Willi Lamberts

## **Redaktionelle Bearbeitung:**

Dipl.-Volksw. G. Brüninghaus

**RAINER RAU**

**Ökonometrische Analyse  
der Ausgabearten des Privaten Verbrauchs**

**SCHRIFTENREIHE DES RHEINISCH-WESTFÄLISCHEN  
INSTITUTS FÜR WIRTSCHAFTSFORSCHUNG ESSEN**

**NEUE FOLGE HEFT 35**

# Ökonometrische Analyse der Ausgabearten des Privaten Verbrauchs

Eine ökonometrische Analyse des Privaten Verbrauchs  
nach Ausgabearten für die Bundesrepublik Deutschland  
1950 - 1967

Von Rainer Rau



Duncker & Humblot · Berlin

**Alle Rechte vorbehalten**  
**© 1975 Duncker & Humblot, Berlin 41**  
**Gedruckt 1975 bei Berliner Buchdruckerei Union GmbH., Berlin 61**  
**Printed in Germany**  
**ISBN 3 428 03440 6**



## Vorwort

Die Verbrauchsausgaben der Privaten Haushalte sind der quantitativ bedeutsamste Teil der volkswirtschaftlichen Endnachfrage. Zur Beurteilung der konjunkturellen und strukturellen Bewegungen in der Wirtschaft ist deshalb eine genaue Kenntnis der Faktoren und der Wirkungszusammenhänge, die das Konsumverhalten bestimmen, unerlässlich. Angesichts der recht unterschiedlichen Konsum- und Reaktionsgewohnheiten der privaten Verbraucher auf den verschiedenen Märkten für Güter und Leistungen ist es naheliegend, die Konsumfunktionen für relativ stark disaggregierte Ausgabearten zu entwickeln.

In der vorliegenden Untersuchung wurden die privaten Verbrauchsausgaben nach 46 Ausgabekategorien unterschieden. Das statistische Material ist einer früheren Arbeit des RWI entnommen worden (Schriftenreihe des Rheinisch-Westfälischen Instituts für Wirtschaftsforschung, NF. Heft 31, Berlin 1971).

Erwartungsgemäß zeigen die Berechnungen, daß die einzelnen Ausgabearten nur durch spezielle, auf sie zugeschnittene Verhaltenshypothesen hinlänglich realistisch erklärt werden können. Dabei sind die dynamischen Erklärungsansätze den statischen Ansätzen häufig überlegen.

An dieser Stelle sei Herrn Prof. Dr. Helmstädter, Münster, für fruchtbare Anregungen und hilfreiche Kritik gedankt.

Essen, im Oktober 1975

Rheinisch-Westfälisches Institut  
für Wirtschaftsforschung  
Dr. Willi Lamberts





# Inhalt

1. Einführung und Problemstellung .....	13
1.1. Konsumtheoretische Grundlagen .....	14
1.1.1. Die allgemeine Nachfragefunktion .....	14
1.1.2. Die indikative Rolle der Elastizitäten .....	16
1.2. Die empirische Basis der Untersuchung .....	18
2. Die ökonomischen Testmodelle .....	21
2.1. Einige statistische Probleme .....	22
2.1.1. Die Schätzung der Parameter .....	22
(1) Die Problematik der Schätzverfahren .....	22
(2) Exkurs: Das Taylor-Wilson-Verfahren .....	24
2.1.2. Beurteilungskriterien für die Schätzfunktionen .....	27
2.2. Statische Nachfragemodelle .....	29
2.2.1. Das einfache Modell .....	29
2.2.1.1. Die Ableitung des Modells .....	30
(1) Die Auswahl der exogenen Variablen .....	30
(2) Die getesteten Funktionstypen .....	31
2.2.1.2. Die empirischen Ergebnisse .....	33
(1) Die ausgewählten Nachfragefunktionen .....	33
(2) Die Nachfrageelastizitäten .....	35
2.2.2. Das statische Modell mit expliziter Trendberücksichtigung .....	42
2.2.2.1. Die allgemeine Trendproblematik bei Zeitreihenanalysen ..	42
2.2.2.2. Die explizite Einführung einer t-Variablen .....	43
2.2.2.3. Die empirischen Ergebnisse .....	45
2.3. Dynamische Nachfragemodelle .....	49
2.3.1. Das Problem .....	49

2.3.2. Das Koyck-Modell .....	54
2.3.2.1. Das theoretische Modell .....	55
(1) Die Ableitung der Schätzfunktion .....	55
(2) Die Erweiterung des Modells durch die exogene Variable „Preise“ .....	57
(3) Alternative Funktionsformen im Koyck-Modell .....	59
(4) Die Interpretation der Modellparameter .....	60
(5) Die Schätzprobleme im Koyck-Modell .....	62
2.3.2.2. Die empirischen Ergebnisse .....	65
(1) Die ausgewählten Nachfragefunktionen .....	65
(2) Die kurz- und langfristigen Elastizitäten .....	73
2.3.3. Anpassungsmodelle .....	77
2.3.3.1. Das theoretische Modell .....	77
(1) Die Ableitung des Modells .....	77
(2) Die Einführung zusätzlicher exogener Variablen .....	79
(3) Alternative Funktionstypen im Anpassungsmodell .....	80
(4) Die Form des implizit enthaltenen Distributed Lag ....	80
(5) Die Interpretation der Modellkoeffizienten und die Be- rechnung lang- und kurzfristiger Elastizitäten .....	81
2.3.3.2. Die empirischen Ergebnisse .....	82
(1) Die ausgewählten Nachfragefunktionen .....	82
(2) Die kurz- und langfristigen Nachfrageelastizitäten .....	87
2.3.4. Das Houthakker-Taylor-Modell .....	95
2.3.4.1. Das theoretische Modell .....	95
(1) Die Hypothesen .....	95
(2) Die Ableitung der Endgleichung .....	96
(3) Die Approximation des kontinuierlichen Modells durch ein diskretes Modell .....	96
(4) Eine vereinfachte Ableitung des Houthakker-Taylor- Modells .....	99
(5) Das vereinfachte Houthakker-Taylor-Modell .....	100
(6) Die Einführung der Preise in das Houthakker-Taylor- Modell .....	101
(7) Die Eingrenzung der Koeffizienten im Houthakker- Taylor-Modell .....	102
(8) Die Lag-Struktur und die Berechnung kurz- und lang- fristiger Nachfrageelastizitäten im Houthakker-Taylor- Modell .....	103
2.3.4.2. Die empirischen Ergebnisse .....	105
(1) Die ausgewählten Nachfragefunktionen .....	105
(2) Die Nachfrageelastizitäten .....	108

**3. Zusammenfassung der Ergebnisse und kritische Beurteilung der Modelle . . . . . 109**

**3.1. Zusammenfassung der Ergebnisse . . . . . 109**

**3.2. Kritische Beurteilung der Modelle . . . . . 117**

**Literaturverzeichnis . . . . . 120**

**Tabellenanhang . . . . . 129**

# Tabellenverzeichnis

## Text

Tab. 1: Getestete Funktionstypen des statischen Modells und ihre Elastizitäten ..	32
Tab. 2: Durchschnittliche Nachfrageelastizitäten verschiedener Ausgabearten nach ausgewählten Nachfragefunktionen des statischen Modells, 1950 - 1967 (Bundesgebiet) .....	36
Tab. 3: Ausgewählte Ausgabearten nach ihrer Wachstumsintensität im statischen Modell, 1950 - 1967 (Bundesgebiet) .....	41
Tab. 4: Strukturkoeffizienten ausgewählter Ausgabearten nach dem statischen Modell mit expliziter Trendvariable, 1950 - 1967 (Bundesgebiet) .....	47
Tab. 5: Die Auswahl der Nachfragefunktionen für die Ausgabearten nach dem Koyck-Modell .....	68
Tab. 6: Strukturkoeffizienten und Distributed Lag bei ausgewählten Ausgabearten nach dem Koyck-Modell, 1950 - 1967 (Bundesgebiet) .....	71
Tab. 7: Kurz- und langfristige Einkommenselastizitäten ausgewählter Ausgabearten nach dem Koyck-Modell, 1950 - 1967 (Bundesgebiet) .....	74
Tab. 8: Ausgewählte Ausgabearten nach ihrer Wachstumsintensität im Koyck-Modell, 1950 - 1967 (Bundesgebiet) .....	76
Tab. 9: Die Auswahl der Nachfragefunktionen für die Ausgabearten nach dem Anpassungsmodell .....	84
Tab. 10: Strukturkoeffizienten und Distributed Lag bei ausgewählten Ausgabearten nach dem Anpassungsmodell, 1950 - 1967 (Bundesgebiet) .....	88
Tab. 11: Kurz- und langfristige Nachfrageelastizitäten der Ausgabearten nach dem Anpassungsmodell, 1950 - 1967 (Bundesgebiet) .....	92
Tab. 12: Ausgewählte Ausgabearten nach ihrer Wachstumsintensität im Anpassungsmodell, 1950 - 1967 (Bundesgebiet) .....	94
Tab. 13: Strukturkoeffizienten und Einkommenselastizitäten ausgewählter Ausgabearten nach dem Houthakker-Taylor-Modell, 1950 - 1967 (Bundesgebiet) .....	107
Tab. 14: Ausgewählte Ausgabearten nach ihrer Wachstumsintensität im Houthakker-Taylor-Modell, 1950 - 1967 (Bundesgebiet) .....	108
Tab. 15: Anzahl der für die Ausgabearten akzeptierten Regressionsfunktionen nach den verschiedenen Modellen .....	110

Tab. 16: Zusammengefaßte Einkommenselastizitäten ausgewählter Ausgabearten nach den akzeptierten Funktionstypen und Modellvarianten ..... 112

Tab. 17: Zusammengefaßte Preiselastizitäten ausgewählter Ausgabearten nach den Funktionstypen des statischen Modells und nach dem Anpassungsmodell 116

## A n h a n g

Tab. A 1: Abgrenzung der Ausgabearten ..... 131

Tab. A 2: Ausgewählte Nachfragefunktionen für die Ausgabearten des Privaten Verbrauchs ..... 134



# 1. Einführung und Problemstellung

Die wirtschaftswissenschaftliche Forschung zielt in verstärktem Maße darauf ab, ihre theoretischen Vorstellungen über die ökonomische Realität mit Hilfe ökonometrischer Analysen empirisch zu prüfen. In vielen Hypothesen werden Annahmen über Verhaltensweisen von Wirtschaftssubjekten formuliert, durch die das wirtschaftliche Geschehen im wesentlichen bestimmt wird<sup>1</sup>. Die formale Spezifizierung bestimmter Verhaltensweisen wird als Verhaltensgleichung bezeichnet. Im Vordergrund derartiger Untersuchungen stehen in zunehmendem Maße Verhaltensgleichungen über makroökonomische Zusammenhänge, da diese als Entscheidungshilfen bei der empirischen Prüfung einer sich als Globalsteuerung verstehenden Wirtschaftspolitik dienen sollen. Neben Investitionsfunktionen, Staatsausgabefunktionen und Exportfunktionen spielen makroökonomische Konsumfunktionen eine nicht unerhebliche Rolle.

So wurden für die Bundesrepublik Deutschland bereits verschiedene theoretische Ansätze einer makroökonomischen Konsumfunktion getestet<sup>2</sup>. Die Ergebnisse dieser Tests lassen aber keine Diskriminierung einzelner Hypothesen zu, da die üblichen statistischen Prüfmaße bei der Untersuchung großer Aggregate relativ unscharf sind<sup>3</sup>. Berücksichtigt man, daß eine Konsumfunktion für den Privaten Verbrauch insgesamt als Durchschnitt des Nachfrageverhaltens der Privaten Haushalte nach allen Gütern und Leistungen aufgefaßt werden kann, so ist möglicherweise das makroökonomische Konsumentenverhalten durch eine Analyse der Nachfrage nach einzelnen Gütern bzw. Gütergruppen besser in den Griff zu bekommen, da für einzelne Aggregate unterschiedliche Abhängigkeiten und Einflußgrößen ausschlaggebend sein dürften. Unter Berücksichtigung solcher Überlegungen wird in dieser Arbeit der Versuch gemacht, für die einzelnen Güter-

---

<sup>1</sup> Vgl. J. Kempski, *Handlung, Maxime und Situation. Zur logischen Analyse der mathematischen Wirtschaftstheorie*. In: *Theorie und Realität. Ausgewählte Aufsätze zur Wissenschaftslehre der Sozialwissenschaften*. Hrsg. von H. Albert. Tübingen 1964, S. 233 f.

<sup>2</sup> Vgl. z. B. H. Ismar, G. Lange und H. von Schweinitz, *Die Konsum- und Investitionsfunktion. Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland*. (Forschungsberichte des Landes Nordrhein-Westfalen, hrsg. von L. Brandt, Nr. 1024.) Köln und Opladen 1962. — R. Rau, *Eine kurzfristige Konsumfunktion für die Bundesrepublik Deutschland*. „Mitteilungen des Rheinisch-Westfälischen Instituts für Wirtschaftsforschung“, Jg. 24 (1973), S. 125 ff.

<sup>3</sup> Vgl. auch die Arbeit von E. von Knorring, *Die Berechnung makroökonomischer Konsumfunktionen für Deutschland 1851 - 1913*. (Schriften zur angewandten Wirtschaftsforschung. Hrsg. von W. G. Hoffmann.) Tübingen 1970.

gruppen des Privaten Verbrauchs unterschiedliche Erklärungsansätze herauszuarbeiten. Diese Art des Vorgehens hat zur Folge, daß an die Stelle einer einzigen makroökonomischen Konsumfunktion eine Vielzahl von jeweils bestimmte Gütergruppen beschreibenden partiellen Verhaltensgleichungen tritt. Damit wird gewährleistet, daß die Hypothesen relativ homogene Sachverhalte und Beziehungen abdecken, eine unabdingbare Voraussetzung für ökonomisch sinnvolle Ergebnisse.

Im einzelnen werden neben den traditionellen statischen Ansätzen auch Hypothesen mit dynamischem Charakter getestet, in denen Anpassungsvorgänge an neue Gleichgewichtssituationen ebenso Berücksichtigung finden wie etwa die Tatsache, daß die Nachfrage nach bestimmten Konsumgütern und deren Verbrauch nicht in dieselbe Periode fallen.

Gemäß der Zielsetzung dieser Arbeit scheint es sinnvoll zu sein, zunächst von einer allgemeinen Nachfragefunktion auszugehen, die so zu formulieren ist, daß sie im weiteren Verlauf der Analyse aufgrund spezieller Hypothesen in die zu testenden Modelle überführt werden kann. Da bei empirischen Untersuchungen die Art des verwendeten Datenmaterials eine wichtige Rolle spielt, soll es im Anschluß an die Diskussion über die allgemeine Nachfragefunktion kurz vorgestellt werden. Danach werden die speziellen konsumtheoretischen Hypothesen und die damit verbundenen ökonometrischen Testmodelle diskutiert und mit dem Datenmaterial konfrontiert. Zum Abschluß werden die Ergebnisse der einzelnen Modelle miteinander verglichen und kritisch beleuchtet.

### 1.1. Konsumtheoretische Grundlagen

Bei der Formulierung spezieller konsumtheoretischer Hypothesen kann von einer allgemeinen Nachfragefunktion ausgegangen werden, in der mögliche Einflußfaktoren der Konsumnachfrage zusammengefaßt sind<sup>4</sup>. Die Eigenschaften dieser Funktion und die impliziten Nachfrageelastizitäten, die besonders für empirische Untersuchungen von großer Bedeutung sind, sollen kurz diskutiert werden.

#### 1.1.1. Die allgemeine Nachfragefunktion

In ökonometrischen Analysen der makroökonomischen Nachfrage nach Konsumgütern wird in der Regel unterstellt, daß die mengenmäßige Nachfrage ( $q$ ) nach dem Gut ( $i$ ) vom Einkommen ( $Y$ ), dem Preis ( $P$ ) des Gutes ( $i$ ), den Preisen ( $P$ ) anderer Güter ( $j$ ) und weiteren zu bestimmenden Variablen ( $R_s$ ) abhängt<sup>5</sup>:

$$(1) \quad q_i = f_i(Y, P_i, P_j, R_s) \quad i, j, s \in N .$$

<sup>4</sup> H. Wold und L. Juréen, *Demand Analysis. A Study in Econometrics*. Stockholm und New York 1952.

<sup>5</sup> Vgl. z. B. H. S. Houthakker und L. D. Taylor, *Consumer Demand in the U.S. 1929 - 1970. Analysis and Projections*. (Harvard Economic Studies, Bd. 76.) Cambridge (Mass.) 1966, S. 6. — H. Gollnick,



Funktion (1) kann als allgemeine theoretische Grundlage der zu schätzenden Konsumfunktionen angesehen werden. Sie ist durch weitere Spezifikation der Variablen und der mathematischen Funktionsform entsprechend dem jeweils zu erklärenden Sachverhalt auszuformen und der empirischen Überprüfung zugänglich zu machen<sup>6</sup>.

Die Verhaltensgleichung (1) postuliert eine einseitige Wirkungsrichtung zwischen der abhängigen Größe und der sie bestimmenden Variablen. Diese Annahme ist angesichts der allgemeinen Interdependenzen von ökonomischen Prozessen recht problematisch. Ökonomisch betrachtet beschreibt die obige Verhaltensgleichung nur einen Ausschnitt aus einem Organismus, einem System sich wechselseitig beeinflussender Größen; formal ist sie Teil eines umfassenden Gleichungssystems, isoliert unter der unzutreffenden Annahme des *ceteris-paribus*. Insbesondere forderte daher Haavelmo eine simultane Bestimmung der zugrundeliegenden ökonomischen Strukturen<sup>7</sup>. Diese Gedanken wurden von der Cowles Commission weitergeführt und theoretisch untermauert<sup>8</sup>. Allerdings haben die von der Cowles Commission erarbeiteten Methoden bei empirischen Arbeiten nur wenig Beachtung gefunden, da sie recht kompliziert sind<sup>9</sup>.

Der theoretische Vorbehalt, daß die Nachfragefunktion (1) isoliert behandelt wird, verliert jedoch mit zunehmender Disaggregation der zu erklärenden Variablen an Gewicht, weil – insbesondere für die einzelne Verhaltensgleichung – die Rückkopplung zwischen dem „Teil und dem Ganzen“ vernachlässigbar gering wird, so daß die *ceteris-paribus*-Bedingung zumindest vom empirischen Standpunkt her akzeptabel erscheint<sup>10</sup>.

Einführung in die Ökonometrie. Eingleichungsschätzungen. Methode der kleinsten Quadrate. Statische und dynamische Regressionsmodelle. Stuttgart 1968 (im weiteren zitiert: H. Gollnick, Einführung . . .), S. 13 ff.

<sup>6</sup> Auf eine theoretische Fundierung dieser Funktion soll hier nicht eingegangen werden, da der Schwerpunkt der Analyse auf der Quantifizierung geeigneter Nachfragefunktionen liegt und eine umfangreiche Literatur zu diesen Problemen bereits existiert. Vgl. z. B. R. Stone, *The Measurement of Consumers' Expenditure and Behavior in the United Kingdom 1920 - 1938*. Vol. I. Assisted by D. A. Rowe and W. J. Corlett, R. Hurstfield, M. Potter. (Studies in the National Income and Expenditure of the United Kingdom.) Cambridge 1954, S. 254 - 278. – H. Schmucker, *Zur methodischen Entwicklung der empirischen Nachfrageanalyse in den letzten zwanzig Jahren*. „Weltwirtschaftliches Archiv“, Hamburg, Bd. 80 (1958), Heft 1, S. 1 ff. – J. S. Duesenberry, *Methods of Testing Aggregate Hypotheses*. In: *Theorie und Realität*, Ausgewählte Aufsätze zur Wissenschaftslehre der Sozialwissenschaften. Hrsg. von H. Albert. Tübingen 1964, S. 151 - 155. – P. de Wolff, *Income Elasticity of Demand, a Micro-Economic and a Macro-Economic Interpretation*. „The Economic Journal“, London, Vol. 51 (1941), S. 140 ff. – H. Wold und L. Juréen, S. 117 ff.

<sup>7</sup> T. Haavelmo, *The Statistical Implications of a System of Simultaneous Equations*. „Econometrica“, New Haven, Vol. 11 (1943), S. 1 ff. – Derselbe, *The Probability Approach in Econometrics*. „Econometrica“, Vol. 12 (1944), S. 118 ff.

<sup>8</sup> T. C. Koopmans (Hrsg.), *Statistical Inference in Dynamic Economic Models*. By Cowles Commission Research Staff Members and Guests. (Cowles Commission for Research in Economics, Monograph No. 10.) New York und London 1950. – W. C. Hood und T. C. Koopmans (Ed.), *Studies in Econometric Method*. By Cowles Commission for Research Staff Members. (Cowles Commission for Research in Economics, Monograph No. 14.) New York und London 1953.

<sup>9</sup> Im Lehrbuch von L. R. Klein, *A Textbook of Econometrics*. Evanston (Ill.) 1953, werden die ökonomischen Modellvorstellungen und die statistischen Schätzverfahren zusammenfassend dargestellt.

<sup>10</sup> Vgl. H. Gollnick, Einführung . . . , S. 13 - 16.

Es ist daher gerechtfertigt, die allgemeine Nachfragefunktion (1) als theoretische Grundlage zur ökonomischen Berechnung von makroökonomischen Konsumfunktionen für die einzelnen Konsumgüter zu verwenden.

### 1.1.2. Die indikative Rolle der Elastizitäten

Da die Interpretation ökonomischer Funktionen durch die Einführung von Elastizitäten, die die Betrachtungsweise von absoluten auf relative Veränderungen lenkt, wesentlich erleichtert wird und bestimmte a priori Eingrenzungen über ihre Höhe und ihr Vorzeichen vorgegeben werden können, sollen sie kurz behandelt werden.

Die Elastizität  $\varepsilon$  einer Funktion ist als relative Änderung der Wirkungsgröße (abhängige Variable) in bezug auf die relative Änderung der Ursachengröße (unabhängige Variable) definiert<sup>11</sup>.

Sie wird bei einer stetigen, differenzierbaren Funktion

$$(2) \quad z = f(x)$$

durch den Ausdruck

$$(3) \quad \varepsilon_{z, x} = f'(x) \cdot \frac{x}{z}$$

bzw.

$$(4) \quad \varepsilon_{z, x} = \frac{d \log z}{d \log x}$$

gegeben<sup>12</sup>.

Gleichung (4) zeigt, daß in einer graphischen Darstellung, in der die Kurve von  $z = f(x)$  in einem doppelt logarithmischen Koordinatensystem gezeichnet wird, die Steigung der Funktion der Elastizität entspricht.

Bei Funktionen mit mehreren unabhängigen Variablen  $z = f(x_1, x_2, \dots)$  kann die Frage gestellt werden, welche relative Veränderung ergibt sich für die abhängige Variable in bezug auf eine (infinitesimal kleine) relative Änderung einer beliebigen exogenen Variablen  $x_i$ , wenn alle anderen unabhängigen Variablen konstant gehalten werden. Man nennt dann das Verhältnis dieser relativen Änderungen partielle Elastizität der Variablen  $z$  in bezug auf  $x_i$ <sup>13</sup>. Für eine Funktion gibt es so viele partielle Elastizitäten wie sie unabhängige

<sup>11</sup> Zur historischen Entwicklung der Elastizitäten siehe: H. Schmucker, S. 11 ff.

<sup>12</sup> G. R. D. Allen, *Mathematik für Volks- und Betriebswirte. Eine Einführung in die mathematische Behandlung der Wirtschaftstheorie*. Aus dem Englischen übersetzt von E. Kosiol. Berlin 1956, S. 260 ff. – E. Schnelder, *Einführung in die Wirtschaftstheorie. Teil 2: Wirtschaftspläne und wirtschaftliches Gleichgewicht in der Verkehrswirtschaft*. 8. durchgesehene und erweiterte Auflage Tübingen 1963, S. 26.

<sup>13</sup> J. Schwarze, *Mathematik für Wirtschaftswissenschaftler*. 5. überarbeitete und ergänzte Auflage Münster 1971, S. 258 ff. Unveröffentlichtes Manuskript.

Variablen hat. Die Summe aller partiellen Elastizitäten wird als totale Elastizität bezeichnet<sup>14</sup>.

In der Nachfragetheorie wird im allgemeinen der Einfluß des Einkommens, der Preise des jeweiligen Gutes sowie der Preise anderer Güter untersucht. Die zu diesen bestimmten Variablen gehörenden Elastizitäten werden Einkommenselastizität, Preiselastizität sowie Kreuzpreiselastizität genannt und mathematisch wie folgt definiert:

$$(5) \quad \varepsilon_{q_i, Y} = \frac{d q_i}{d Y} \cdot \frac{Y}{q_i}$$

$$(6) \quad \varepsilon_{q_i, P_i} = \frac{d q_i}{d P_i} \cdot \frac{P_i}{q_i}$$

$$(7) \quad \varepsilon_{q_i, P_j} = \frac{d q_i}{d P_j} \cdot \frac{P_j}{q_i}$$

Da die durch die exogene Variable hervorgerufene Wirkung auf die zu erklärende Variable über mehrere Perioden verteilt sein kann, ist eine Unterscheidung zwischen kurz- und langfristigen Elastizitäten zweckmäßig<sup>15</sup>. Unter der kurzfristigen Elastizität versteht man dann die Reaktion der abhängigen Variablen, die in der Periode zustandekommt, in der sich die unabhängige Variable geändert hat, und unter der langfristigen Elastizität alle später auftretenden Effekte, die gemeinhin zu einer Gesamtreaktion einschließlich der ersten Periode zusammengefaßt werden.

In einer wachsenden Wirtschaft, die durch einen ständigen Einkommensvermehrungsprozeß gekennzeichnet ist, steht die Entwicklung von Einkommenselastizitäten im Vordergrund des Interesses, da sie die Wirkungen von Einkommensänderungen auf den Privaten Verbrauch widerspiegeln. Preiselastizitäten sind im Gegensatz zur traditionellen Analyse etwas in den Hintergrund getreten, da der Einfluß von relativen Preisänderungen nur schwer quantifizierbar und die eigentliche Problematik durch den allgemeinen Inflationsprozeß teilweise verdeckt wird.

Die Nachfrageelastizitäten können aufgrund theoretischer a priori Überlegungen für verschiedene Güter größenmäßig eingegrenzt werden<sup>16</sup>: Die Einkommenselastizitäten werden im allgemeinen positiv sein, d. h. mit steigendem realen Einkommen erhöht sich die mengenmäßige Nachfrage nach Konsumgütern. Nur in Ausnahmefällen wird die Einkommenselastizität negativ sein, und zwar bei solchen Gütern (inferiore Güter), die die Konsumenten mit steigendem Wohlstand durch bessere Qualitäten oder andere Güter substituieren. Ist die Einkommenselastizität für ein Gut kleiner als eins, ändert sich die nachgefragte Menge bei einer Einkommensänderung unterpropor-

<sup>14</sup> H. Schmucker, S. 16.

<sup>15</sup> Ebenda.

<sup>16</sup> Vgl. E. Schneider, S. 29 ff.

tional, d. h. es zeigen sich bereits Sättigungstendenzen. Sie kann daher nur für Güter akzeptiert werden, die in der Bedarfsskala der Konsumenten zu den Notwendigkeitsgütern gehören, denn nur dann wird schon bei niedrigerem Einkommen ein großer Teil dieses Bedarfs gedeckt. Ist dagegen die Einkommenselastizität größer als eins, dann handelt es sich um Güter, die nicht unbedingt zum Grundbedarf gehören. Die Nachfrage nach diesen Gütern entwickelt sich bei steigendem Einkommen überproportional. Allerdings muß beachtet werden, daß sich mit variierendem Einkommen die Nachfrageelastizität ändern kann und daher ein Gut in der Bedarfsskala des Konsumenten beweglich ist.

Preisnachfrageelastizitäten sind im allgemeinen negativ, d. h. bei einer Erhöhung des relativen Preises eines Gutes geht *ceteris paribus* die nachgefragte Menge zurück und *vice versa*. Ausnahmen von diesem „Gesetz der Nachfrage“ können nur in solchen Fällen akzeptiert werden, in denen bestimmte Erwartungen über Preisänderungen, Qualitätsunkenntnis, der Wunsch nach „Protzgütern“ oder der Mitläufer-Effekt eine Rolle spielen<sup>17</sup>.

Über das Vorzeichen der Kreuzpreiselastizitäten können im allgemeinen keine eindeutigen *a priori* Aussagen gemacht werden. Sind sie negativ, spricht man von komplementären Gütern, sind sie positiv, von Substitutionsgütern.

Diese allgemeinen Überlegungen über die Höhe und das Vorzeichen der Elastizitäten müssen bei der statischen Auswertung der berechneten Nachfragefunktionen berücksichtigt werden.

## 1.2. Die empirische Basis der Untersuchung

Die im vorigen Abschnitt diskutierte allgemeine Nachfragefunktion (1) soll in dieser Arbeit weiter spezifiziert und für die einzelnen Gütergruppen des Privaten Verbrauchs geschätzt werden. Da die Ergebnisse dieser Berechnungen auch vom verwendeten statistischen Material abhängen, sollen zunächst die in dieser Arbeit zugrundegelegten Daten kurz vorgestellt werden.

Gemäß der Aufgabenstellung mußten für die Variablen in der allgemeinen Nachfragefunktion (1) geeignete Zeitreihen beschafft werden. Da Beobachtungsdaten häufig einen Engpaß in empirischen Untersuchungen darstellen, konnten nur die wichtigsten Variablen in Funktion (1), nämlich die Nachfrage nach den Gütern des Privaten Verbrauchs, ihre Preise und das Einkommen der Privaten Haushalte Berücksichtigung finden.

Ferner sollten die makroökonomischen Konsumfunktionen für möglichst homogene Güter- bzw. Gütergruppen geschätzt werden, um güterspezifische Hypothesen ansetzen zu können, so daß eine möglichst tiefe Disaggregation des Privaten Verbrauchs angestrebt werden mußte.

<sup>17</sup> Vgl. E. und M. Streissler, Einleitung. In: Konsum und Nachfrage. Hrsg. von E. und M. Streissler. (Neue Wissenschaftliche Bibliothek 13: Wirtschaftswissenschaften.) Köln und Berlin 1966, S. 45.

Da die amtliche Statistik in der Bundesrepublik Deutschland (Statistisches Bundesamt) den Privaten Verbrauch nur nach zehn Verwendungskategorien ausweist<sup>18</sup>, in denen relativ heterogene Güter zusammengefaßt sind, mußte eine weitere Untergliederung vorgenommen und die entsprechenden Zeitreihen geschätzt werden<sup>19</sup>. Insgesamt entstanden so Zeitreihen für 56 Gütergruppen, von denen 10 jeweils Zwischensummen sind. Zu diesen Zeitreihen für die Güter des Privaten Verbrauchs wurden die entsprechenden Preisindices auf der Basis des Jahres 1962 geschätzt<sup>20</sup>.

Die Berechnungsperiode umfaßt die Jahre 1950 bis 1967. Eine Aktualisierung der Reihen ist zum jetzigen Zeitpunkt nicht zu empfehlen, da die Berechnungsmethode auf den Einkommens- und Verbrauchsstichproben 1962/63<sup>21</sup> fußt und die Fehlermöglichkeiten in den Reihen im starken Maße mit zunehmendem Abstand von der Basisperiode wachsen<sup>22</sup>.

Für die Einkommensvariable in Funktion (1) wurde das Private Verfügbare Einkommen, das trotz einiger Mängel noch am besten die Kaufkraft wiedergibt<sup>23</sup>, aus den Veröffentlichungen des Statistischen Bundesamtes übernommen<sup>24</sup>.

Die Einkommens- und Konsumreihen sind Nominalwerte, die sich multiplikativ aus einer Preiskomponente und einer Mengenkomponekte zusammensetzen. Da aber in der ökonomischen Theorie bei den Nachfragefunktionen nach Konsumgütern von Mengengrößen ausgegangen wird, muß die Preiskomponente eliminiert werden. In der Praxis geht man so vor, daß die Mengenkomponekte mit in der Zeit invarianten Preisen multipliziert wird. Man erhält dann das Volumen der betrachteten Variablen. In dieser Arbeit wurden die Zeitreihen für den Privaten Verbrauch und für das Private Verfügbare Einkommen mit dem Preisindex des Privaten Verbrauchs insgesamt bereinigt. Da der Einfluß der Preise durch die allgemeine inflationäre Entwicklung ver-

<sup>18</sup> Statistisches Bundesamt, Konten und Standardtabellen. (Fachserie N: Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Reihe 1.) Stuttgart und Mainz 1970. (Im weiteren zitiert: Statistisches Bundesamt, Konten und Standardtabellen . . .)

<sup>19</sup> R. Rau, Der Private Verbrauch der Bundesrepublik Deutschland. Verflechtungstabellen nach Ausgabearten und Branchen 1950 - 1967. (Schriftenreihe des Rheinisch-Westfälischen Instituts für Wirtschaftsforschung, N.F. 31.) Berlin 1971. (Im weiteren zitiert: R. Rau, Der Private Verbrauch . . .)

<sup>20</sup> Zur Problematik von Preisindices vgl.: G. Menges und H. J. Skale, Grundriß der Statistik. Teil 2: Daten. Ihre Gewinnung und Verarbeitung. Opladen 1973, S. 329 ff.

<sup>21</sup> Statistisches Bundesamt, Privater Verbrauch und Gesamtausgaben der Privaten Haushalte. (Fachserie M: Preise, Löhne, Wirtschaftsrechnungen, Reihe 18: Einkommens- und Verbrauchsstichproben 1962/63.) Stuttgart und Mainz 1966.

<sup>22</sup> R. Rau, Der Private Verbrauch . . . , S. 18 ff.

<sup>23</sup> Vgl. U. Koester und E. Bittermann, Theoretische und empirische Analyse der Nachfrage nach Nahrungs- und Genußmitteln auf der Verbraucher- und Erzeugerstufe. Bundesrepublik Deutschland 1950/51 - 1965/66. Band I: Allgemeine Analyse der Nachfrage nach Nahrungs- und Genußmitteln. (Agrarwirtschaft, Sonderheft 27.) Hannover 1968, S. 10 ff. — G. Hamer und H. W. Richter, Das Einkommen der privaten Haushalte und seine Verwendung 1964. „Wirtschaft und Statistik“, Stuttgart, Jg. 1965, S. 653.

<sup>24</sup> Statistisches Bundesamt, Konten und Standardtabellen . . . ; und Statistisches Bundesamt, Statistische Jahrbücher für die Bundesrepublik Deutschland, Stuttgart und Mainz fide. Jgg.

deckt wird, wurden auch die Preisindices für die einzelnen Güter mit dem Preisindex des gesamten Privaten Verbrauchs deflationiert. Die so gewonnenen Indices stehen als Indikator für die relativen Preise.

Ferner wurden alle in Frage kommenden Zeitreihen in pro-Kopf-Werte umgerechnet, um den Einfluß der Bevölkerungsentwicklung auszuschalten.

Zusammenfassend standen also die folgenden Zeitreihen zur Berechnung makroökonomischer Konsumfunktionen zur Verfügung:

- Privater Verbrauch nach 56 Ausgabearten disaggregiert, real, pro Kopf;
- Preisindices für diese 56 Ausgabearten, real;
- Verfügbares Einkommen der Privaten Haushalte, real, pro Kopf.

Im bisherigen Teil der Arbeit wurden allgemeine theoretische Grundlagen makroökonomischer Konsumfunktionen und das zur Schätzung solcher Funktionen zu verwendende Datenmaterial besprochen. In den weiteren Punkten werden nun die allgemeinen Hypothesen spezieller formuliert und mit dem statistischen Datenmaterial konfrontiert.

## 2. Die ökonomischen Testmodelle

In diesem Abschnitt wird die allgemeine Nachfragefunktion (1) in verschiedene ökonomische Testfunktionen überführt<sup>1</sup>. Neben der Stochastisierung der Funktion müssen die in die Regressionsrechnung eingehenden Variablen und die entsprechenden Funktionsformen ausgewählt werden<sup>2</sup>. Ferner können ergänzende Hypothesen über das Konsumentenverhalten, die die allgemeine Nachfragefunktion weiter ausformen, gemacht werden. Bei einer solchen Spezifikation des Modells müssen besonders ökonomische Überlegungen berücksichtigt werden, da die mathematischen Methoden der Statistik keine a priori Informationen über die ökonomische Bedeutung einzelner Variablen, Kurvenformen oder spezieller Hypothesen liefern<sup>3</sup>.

Bei der Auswahl der erklärenden Variablen ist jedoch vom statistischen Standpunkt zu berücksichtigen, daß jeder zusätzlich zu schätzende Parameter die Zahl der Freiheitsgrade vermindert und die Möglichkeit der Interkorrelation zwischen den Regressoren erhöht<sup>4</sup>. Daher muß bei der Auswahl der möglichen Einflußfaktoren sehr sorgfältig vorgegangen werden. Sie dürfen nur dann in der Analyse Berücksichtigung finden, wenn sie in bezug auf den Erklärungsinhalt für wesentlich gehalten werden. Der Einfluß der übrigen Variablen wird dann in den Restschwankungen zusammengefaßt. Ferner muß beachtet werden, daß für die ausgewählten Variablen statistisches Datenmaterial verfügbar ist.

Die Auswahl der mathematischen Funktionstypen, die für die Regressionsrechnung vorgegeben werden müssen, sollte so flexibel gestaltet werden, daß verschiedene Verhaltensweisen durch alternative Funktionsverläufe abgedeckt werden können. Gewisse Eingrenzungen für die Funktionstypen der allgemeinen Nachfragefunktion (1) werden aus der ökonomischen Theorie gewonnen, in der teilweise Größenordnungen und Tendenzen der Elastizi-

---

<sup>1</sup> Vgl. dazu G. Menges, Die ökonomische Struktur und die Frage ihrer Konstanz. In: Strukturwandlungen einer wachsenden Wirtschaft. (Schriften des Vereins für Sozialpolitik. Bd. 30/II. Hrsg. von F. Neumark.) Berlin 1964 (im weiteren zitiert: G. Menges, Die ökonomische Struktur . . .), S. 992 f.

<sup>2</sup> E. Malinvaud, *Statistical Methods of Econometrics*. (Studies in Mathematical and Managerial Economics, Bd. 6. Hrsg. von H. Theil.) Amsterdam 1966 (im weiteren zitiert: E. Malinvaud, *Statistical Methods . . .*), S. 64. — H. Gollnick, *Einführung . . .*, S. 27 ff.

<sup>3</sup> Vgl. E. Malinvaud, *Statistical Methods . . .*, S. 64.

<sup>4</sup> H. Schneeweiß, *Ökonometrie*. Würzburg, Wien 1971, S. 134 ff.

täten (insbesondere der Einkommenselastizität) als plausibel abgeleitet werden können.

Bei der Einführung ergänzender ökonomischer Hypothesen zum Konsumentenverhalten ist besonders zu beachten, daß die auftretenden Variablen meßbar und die Hypothesen damit einer empirischen Überprüfung zugänglich sind. Die auf diese Weise spezifizierten ökonometrischen Modelle müssen geschätzt und die Ergebnisse ausgewählt werden. Da es insbesondere bei den hier zu diskutierenden dynamischen Modellen zum Teil zu erheblichen Schätzschwierigkeiten kommt, soll zunächst kurz auf diese Problematik eingegangen werden. Zudem sind bei der Auswahl der geschätzten Regressionsfunktionen neben ökonomischen Plausibilitätserwägungen vor allem statistische Prüfmaße ausschlaggebend; sie sollen danach vorgestellt werden.

Im Anschluß daran werden die einzelnen ökonometrischen Testmodelle diskutiert und jeweils mit dem Datenmaterial konfrontiert. Als erstes wird dabei von einem statischen Ansatz ausgegangen, in dem das Einkommen und die relativen Preise die Nachfrage nach den Konsumgütern bestimmen. Diese relativ einfache Hypothese wird durch die Einbeziehung von Trendvariablen erweitert. Da aber die explizite Trendberücksichtigung meist nicht zu befriedigen vermag, wird ferner ein dynamisches Modell getestet, in dem Einkommenseinflüsse zeitverteilt wirken. Dieses mehr formal-mathematische Modell kann durch spezielle ökonomische Hypothesen erweitert bzw. neu formuliert werden. Zum Abschluß dieses Abschnitts werden zwei Modelle diskutiert, in denen ergänzende Annahmen über das Konsumverhalten gemacht werden.

## 2.1. Einige statistische Probleme

### 2.1.1. Die Schätzung der Parameter

#### (1) Die Problematik der Schätzverfahren

Ökonometrische Modelle werden in den meisten empirischen Arbeiten mit der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt<sup>5</sup>. Die in diesem Schätzverfahren gemachten Annahmen werden durch statische Modelle, wenn sie sonst richtig spezifiziert sind, näherungsweise erfüllt, so daß die geschätzten Parameter die wichtigen Eigenschaften der Erwartungstreue, Effizienz und Konsistenz erfüllen<sup>6</sup>.

---

<sup>5</sup> Vgl. zur Methode der kleinsten Quadrate z. B. J. Johnston, *Econometric Models*. New York, San Francisco, Toronto, London 1963, S. 106 ff. — H. Gollnick, *Einführung . . .*, S. 44 ff. — P. Schönfeld, *Methoden der Ökonometrie*. Band I: *Lineare Regressionsmodelle*. (Vahlens Handbücher der Wirtschafts- und Sozialwissenschaften. Hrsg. von G. Kade.) Berlin und Frankfurt 1969, S. 27 ff. — E. Malinvaud, *Statistical Methods . . .*, S. 172 ff.

<sup>6</sup> Vgl. zu den Eigenschaften von Schätzwerten G. Menges, *Ökonometrie*. Wiesbaden 1961 (im weiteren zitiert: G. Menges, *Ökonometrie*), S. 88 ff.



Die meisten dynamischen Modelle sind so formuliert, daß in der Schätzgleichung die endogene Variable zeitverzögert als Regressor auftritt<sup>7</sup>. Der Vorteil dieses Vorgehens liegt – wie noch zu zeigen sein wird – darin, daß nur wenige Regressionskoeffizienten zur Bestimmung der dynamischen Struktur zu schätzen sind. Nachteilig ist aber, daß diese Variable nicht stochastisch unabhängig von den Restschwankungen verteilt ist und daß damit eine der Bedingungen der Methode der kleinsten Quadrate verletzt ist<sup>8</sup>.

Schätzt man sodann die Parameter nach der Methode der kleinsten Quadrate, so sind sie verzerrt, aber, wenn die Restschwankungen nicht autokorreliert sind, konsistent und effizient<sup>9</sup>. Der „bias“ in den Schätzwerten dürfte das übliche Maß bei kleinen Stichproben nicht überschreiten<sup>10</sup>. Es ist daher gerechtfertigt in Modellen, in denen keine Autokorrelation der Restschwankungen vermutet werden muß, die Methode der kleinsten Quadrate anzuwenden.

In einigen dynamischen Modellen führt aber die Ableitung der eigentlichen Schätzfunktion zwangsläufig zu autokorrelierten Restschwankungen. Werden die Regressionskoeffizienten dann nach der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt, so sind sie erheblich verzerrt und die Größenordnung dieser Verzerrung ist nicht mehr abschätzbar<sup>11</sup>. Darüber hinaus sind die Schätzwerte nicht mehr konsistent<sup>12</sup>. Da aber die Konsistenz als Minimalforderung für die Güte einer Schätzung anzusehen ist<sup>13</sup>, soll in dieser Arbeit ein anderes Schätzverfahren angewendet werden. In der Literatur finden wir mehrere Verfahren, die unter bestimmten Annahmen konsistente Schätzwerte

---

<sup>7</sup> L. M. Koyck, *Distributed Lags and Investment Analysis*. (Contributions to Economic Analysis IV. Hrsg. von J. Tinbergen, P. J. Verdoorn, H. J. Witteveen.) Amsterdam 1954. – R. Solow, *On a Family of Lag Distributions*. „Econometrica“, Vol. 28 (1960), S. 393 - 406. – M. Nerlove, *Distributed Lags and Demand Analysis for Agricultural and Other Commodities*. Washington 1958 (im weiteren zitiert: M. Nerlove, *Distributed Lags* . . .). – R. Stone und A. D. Rowe, *The Market Demand for Durable Goods*. „Econometrica“, Vol. 25 (1957), S. 423 - 433 (im weiteren zitiert: R. Stone und A. D. Rowe, *The Market Demand* . . .). – Dieselben, *The Durability of Consumers Durable Goods*. „Econometrica“, Vol. 28 (1960), S. 407 - 416 (im weiteren zitiert: R. Stone und L. D. Rowe, *The Durability* . . .). – H. S. Houthakker und L. D. Taylor. – D. W. Jorgenson, *Rational Distributed Lag Functions*. „Econometrica“, Vol. 32 (1966), S. 135 - 149 (im weiteren zitiert: D. W. Jorgenson, *Rational Distributed Lag Functions* . . .).

<sup>8</sup> G. Menges, *Ökonometrie*, S. 94.

<sup>9</sup> L. Hurwicz, *Least Squares Bias in Time Series*. In: T. C. Koopmans (Hrsg.), *Statistical Inference in Dynamic Economic Models*. (Cowles Commission Monograph No. 10.) New York 1950, S. 365 - 383. – Vgl. auch Z. Griliches, *A Note on Serial Correlation Bias in Estimates of Distributed Lags*. „Econometrica“, Vol. 29 (1961), (im weiteren zitiert: Z. Griliches, *A Note* . . .), S. 65.

<sup>10</sup> J. Johnston, S. 218.

<sup>11</sup> D. Cochran und G. H. Orcutt, *Application of Least Squares Regression to Relationships Containing Autocorrelated Error Terms*. „Journal of the American Statistical Association“, Washington, Vol. 44 (1949), S. 36 - 61.

<sup>12</sup> Vgl. L. M. Koyck, S. 32 ff.

<sup>13</sup> Vgl. G. Menges, *Ökonometrie*, S. 89: „Konsistenz . . . ist die wichtigste Eigenschaft einer Schätzung, sie ist gewissermaßen die Minimalforderung, die man an die Güte einer Schätzung stellt.“

bei autokorrelierten Restschwankungen liefern<sup>14</sup>. Die Diskussion um die Qualität der einzelnen Schätzverfahren ist jedoch noch nicht abgeschlossen, so daß in dieser Arbeit das rechentechnisch einfache Verfahren nach Taylor und Wilson angewendet werden soll<sup>15</sup>. Da dieses Verfahren und die in ihm gemachten Annahmen weniger bekannt sind, soll es im Rahmen eines Exkurses im nächsten Punkt besprochen werden.

## (2) Exkurs: Das Taylor-Wilson-Verfahren

Zur theoretischen Ableitung des Taylor-Wilson-Verfahrens kann die allgemeine Nachfragefunktion (1) folgendermaßen spezifiziert werden<sup>16</sup>:

$$(8) \quad q_t = a q_{t-1} + b Y_t + u_t .$$

Unter der Annahme, daß die Restschwankungen  $u_t$  einer Autokorrelation 1. Grades folgen gilt:

$$(9) \quad u_t = \lambda u_{t-1} + \varepsilon_t .$$

In Gleichung (9) ist  $\varepsilon_t$  eine unabhängig verteilte Zufallsvariable mit endlicher und konstanter Varianz für alle  $t$ .

Setzt man Gleichung (9) in (8) ein, so erhält man

$$(10) \quad q_t = a q_{t-1} + b Y_t + \lambda u_{t-1} + \varepsilon_t .$$

Gleichung (10) stellt das eigentlich zu schätzende Modell dar, in das  $u_{t-1}$  als zusätzliche erklärende Variable eingeht, die in der Gleichung (8) unberücksichtigt geblieben ist. Daher können in (8) die Koeffizienten bei den Reihen, die mit der herausgelassenen Reihe korrelieren – und das wird besonders zwischen  $q_{t-1}$  und  $u_{t-1}$  der Fall sein<sup>17</sup> –, nicht unverzerrt geschätzt werden<sup>18</sup>.

---

<sup>14</sup> L. M. Koyck, S. 32 - 39. – L. D. Taylor und T. A. Wilson, Three-Pass Least Squares: A Method for Estimating Models with a Lagged Dependent Variable. „The Review of Economics and Statistics“, Cambridge (Mass.), Vol. 46 (1964), S. 329 - 346. – L. Klein, The Estimation of Distributed Lags. „Econometrica“, Vol. 26 (1958), S. 553 - 564 (im weiteren zitiert: L. Klein, The Estimation . . .). – Ph. Drymes, Efficient Estimation of Distributed Lags with Autocorrelated Errors. „International Economic Review“, Tokio, Vol. 10 (1969), S. 47 - 67. – G. S. Maddala und A. S. Rao, Maximum Likelihood Estimation of Solow's and Jorgenson's Distributed Lag Models. „The Review of Economics and Statistics“, Vol. 53 (1971), S. 80 - 88.

<sup>15</sup> Das kürzlich erschienene Buch von G. Hansen, Eine ökonomische Untersuchung ausgewählter Konsumfunktionen für die Bundesrepublik. Spezifikation, Schätzung und Prognose. (Wirtschaftspolitische Studien 24. Hrsg. von H. Jürgensen.) Göttingen 1972, konnte in dieser Arbeit nicht mehr berücksichtigt werden.

<sup>16</sup> Vgl. im weiteren L. D. Taylor und T. A. Wilson, S. 329 ff. – H. Gollnick, Einführung . . . S. 176 - 179. Das absolute Glied kann hier vernachlässigt werden, da die Variablen als Abweichungen von ihrem Mittelwert gemessen werden können.

<sup>17</sup> Z. Griliches, A Note . . . , S. 65.

<sup>18</sup> H. Gollnick, Einführung . . . , S. 178 - 178. – K. F. Wallis, Lagged Dependent Variables and Serially Correlated Errors: A Reappraisal of Three-Pass Least Squares. „The Review of Economics and Statistics“, Vol. 49 (1967) (im weiteren zitiert: K. F. Wallis, Lagged Dependent . . .), S. 555.

Um unverzerrte Schätzwerte für  $u_{t-1}$  zu bekommen, die dann als zusätzliche erklärende Variable berücksichtigt werden können, wird Gleichung (8) in der ersten Phase nach der OLS-Methode geschätzt. Man erhält<sup>19</sup>:

$$(11) \quad q_t = \bar{a} q_{t-1} + \bar{b} Y_t + \bar{u}_t .$$

Aus Gleichung (8) folgt unmittelbar:

$$(12) \quad u_t = q_t - a q_{t-1} - b Y_t .$$

Es gilt dann:

$$(13) \quad P\text{-lim } \bar{u}_t = u_t + (a - P\text{-lim } \bar{a}) q_{t-1} + (b - P\text{-lim } \bar{b}) Y_t .$$

Bei Konsistenz von  $\bar{a}$  und  $\bar{b}$  wird  $P\text{-lim } \bar{u}_t = u_t$ <sup>20</sup>.

Nach Theil's<sup>21</sup> Formel für Verzerrungen von Parametern, die durch Fehlspezifikationen entstehen, bekommt man die folgenden Ausdrücke für  $P\text{-lim } \bar{a}$  und  $P\text{-lim } \bar{b}$ :

$$(14) \quad \begin{aligned} P\text{-lim } \bar{a} &= a + \lambda \delta \\ P\text{-lim } \bar{b} &= b + \lambda \zeta \end{aligned}$$

In (14) sind  $\delta$  und  $\zeta$  die Wahrscheinlichkeitslimes der Koeffizienten einer Hilfsregression von  $u_{t-1}$  in bezug auf  $q_{t-1}$  und  $Y_t$ , in der eine Abhängigkeit zwischen  $u_{t-1}$  und  $q_{t-1}$ ,  $Y_{t-1}$  angenommen wird.

Ist  $Y_t$  nicht mit  $u_{t-1}$  korreliert, dann ist  $\zeta = 0$  und  $P\text{-lim } \bar{b} = b$ ; das heißt, der geschätzte Koeffizient  $\bar{b}$  ist konsistent. Setzt man dann (14) in (13) ein, so erhält man:

$$(15) \quad P\text{-lim } \bar{u}_t = u_t + [a - (a + \lambda \delta)] q_{t-1} + (b - b) Y_t$$

bzw.

$$(16) \quad P\text{-lim } \bar{u}_t = u_t - \lambda \delta q_{t-1} .$$

Aus (16) folgt, daß  $\bar{u}_t$  eine asymptotisch verzerrte Schätzung von  $u_t$  ist und daß die Verzerrung proportional zu  $q_{t-1}$  ist. Wenn  $\lambda$  und  $\delta$  bekannt wären, könnte man  $u_t$  berechnen und um ein Jahr zeitverzögert in Gleichung (10) als exogene Variable einführen. Da die beiden Koeffizienten  $\lambda$  und  $\delta$  aber unbekannt sind, wird in Gleichung (10) für  $u_{t-1}$  der Ausdruck  $\bar{u}_{t-1} + \lambda \delta q_{t-2}$  eingesetzt:

$$(17) \quad q_t = a q_{t-1} + b x_t + \lambda (\bar{u}_t + \lambda \delta q_{t-2}) + \varepsilon_t$$

<sup>19</sup> Die Querbalken über den Koeffizienten geben an, daß es sich um Schätzwerte der entsprechenden Parameter handelt.

<sup>20</sup> Schätzwerte sind dann konsistent, wenn  $P\text{-lim } \bar{a} = a$  ist. (Vgl. G. Menges, Ökonometrie, S. 89.) – H. Theil, *Economic Forecasts and Policy*. 2. Auflage Amsterdam 1961 (im weiteren zitiert: H. Theil, *Economic Forecasts . . .*), S. 327.

bzw.

$$(18) \quad q_t = a q_{t-1} + b Y_t + \lambda \bar{u}_{t-1} + \lambda^2 \delta q_{t-2} + \varepsilon_t .$$

Gleichung (18) kann unter Berücksichtigung von Gleichung (11), in der für  $b$  der konsistente Schätzwert  $\bar{b}$  berechnet wurde, folgendermaßen umgeformt werden:

$$(19) \quad q_t - \bar{b} Y_t = a q_{t-1} + \lambda \bar{u}_{t-1} + \lambda^2 \delta q_{t-2} + \varepsilon_t .$$

Durch die Umformung von Gleichung (18) in (19) erhöht sich bei einer weiteren Schätzung die Zahl der Freiheitsgrade.

Die Koeffizienten in (19) werden dann nach der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt. Man erhält:

$$(20) \quad q_t - \bar{b} Y_t = \bar{a} q_{t-1} + \bar{\lambda} \bar{u}_{t-1} + \bar{\lambda}^2 \bar{\delta} q_{t-2} + \bar{\varepsilon}_t .$$

In (20) ist  $\bar{a}$  relativ unverzerrt, und man kann eine konsistente Schätzung von  $u_t$  folgendermaßen berechnen:

$$(21) \quad \bar{u}_t = q_t - \bar{a} q_{t-1} - \bar{b} Y_t .$$

Wird die Gleichung (21) um eine Zeitperiode verzögert und in (10) für  $u_{t-1}$  eingesetzt, können in der dritten Phase die Koeffizienten endgültig geschätzt werden.

$$(22) \quad q_t = \bar{\bar{a}} q_{t-1} + \bar{\bar{b}} Y_t + \bar{\bar{\lambda}} \bar{u}_{t-1} + \bar{\bar{\varepsilon}}_t .$$

Da  $\bar{u}_{t-1}$  asymptotisch gegen  $u_{t-1}$  und  $\varepsilon_t$  gegen  $\bar{\varepsilon}_t$  konvergiert, sind die Schätzwerte  $\bar{\bar{a}}$ ,  $\bar{\bar{b}}$  und  $\bar{\bar{\lambda}}$  konsistent.

Bei Anwendung des Taylor-Wilson-Schätzverfahrens erhält man zwei konsistente Schätzungen für  $a$  und  $b$ ; nämlich  $\bar{a}$  und  $\bar{\bar{a}}$  bzw.  $\bar{b}$  und  $\bar{\bar{b}}$ . Die Autoren schlagen vor, die Schätzwerte nach Gleichung (22) vorzuziehen, da sie die geringere Varianz haben<sup>21</sup>. Aus diesem Grund wird auch in der vorliegenden Arbeit von diesen Schätzwerten ausgegangen.

Auf eine kritische Beurteilung dieses Schätzverfahrens soll hier nicht eingegangen werden, da das den Rahmen dieser Arbeit sprengen würde. Es sei jedoch angemerkt, daß die Annahme, daß die erklärende Variable  $Y_t$  nicht mit  $u_{t-1}$  korreliert sein darf, besonders problematisch ist<sup>22</sup>.

<sup>21</sup> L. D. Taylor und T. A. Wilson, S. 331.

<sup>22</sup> Zur weiteren Kritik am Taylor-Wilson-Schätzverfahren siehe: K. F. Wallis, *Lagged Dependent . . .*, S. 555 ff. – G. Hansen, S. 26 ff. – F. de Leeuw, *The Demand for Capital Goods by Manufacturers: A Study of Quarterly Time Series*. „Econometrica“, Vol. 30 (1962), S. 407 ff.

## 2.1.2. Beurteilungskriterien für die Schätzfunktionen

Die im Verlauf der Arbeit nach der Methode der kleinsten Quadrate und dem Taylor-Wilson-Verfahren berechneten Regressionsfunktionen müssen außer nach ökonomischen Plausibilitätserwägungen auch nach statistischen Prüfmaßen beurteilt und ausgewählt werden<sup>23</sup>. In dieser Arbeit wird das Bestimmtheitsmaß  $R^2$ , der Variationskoeffizient  $V$ , die Standardfehler der Regressionskoeffizienten  $s_{A_i}$  und die Durbin-Watson-Statistik berücksichtigt.

Das Bestimmtheitsmaß  $R^2$  gilt als gutes Maß für die Engtheit des Zusammenhangs zwischen theoretischen und tatsächlichen Werten der zu erklärenden Variablen und ist bei Berücksichtigung der Anzahl der Freiheitsgrade besonders dazu geeignet, einzelne Regressionsfunktionen mit unterschiedlichen Kurvenformen zu vergleichen<sup>24</sup>. Der Koeffizient kann unter Berücksichtigung der  $F$ -Verteilung mit vorgegebener Sicherheitswahrscheinlichkeit gegen die Nullhypothese geprüft werden<sup>25</sup>.

Als gute Ergänzung zum Bestimmtheitsmaß kann der Variationskoeffizient angesehen werden, der die auf den Mittelwert der endogenen Variablen standardisierte Varianz der Restschwankungen angibt<sup>26</sup>.

Beide Prüfmaße stellen darauf ab, die Qualität einer Schätzfunktion insgesamt zu beurteilen. Will man dagegen die Einflüsse einzelner exogener Variablen abschätzen, so können Standardfehler für die Regressionskoeffizienten geschätzt werden, die unter Benutzung der  $t$ -Verteilung zur Berechnung von Konfidenzintervallen für die Regressionskoeffizienten verwendet werden können. Somit läßt sich mit einer vorgegebenen Sicherheitswahrscheinlichkeit sagen, ob Einflüsse einer exogenen Variablen akzeptiert werden können oder nicht.

In multiplen Regressionsfunktionen stellt man allerdings häufig fest, daß die Standardfehler der Regressionskoeffizienten relativ groß sind, obwohl die Gesamtkorrelation sehr hoch ist. Dieser Tatbestand kann möglicherweise auf Multikollinearität zwischen den erklärenden Variablen zurückgeführt werden<sup>27</sup>.

Insbesondere bei früheren Nachfrageanalysen auf der Basis von Zeitreihen war die Multikollinearität zwischen Einkommen und Preisen verbunden mit einer geringen Varianz der Einkommensreihe problematisch<sup>28</sup>. Um dieser

---

<sup>23</sup> Vgl. dazu H. Gollnick, Einführung . . . , S. 57 ff.

<sup>24</sup> Ebenda, S. 60.

<sup>25</sup> Ebenda, S. 96 ff.

<sup>26</sup> J. Pfanzagl, Allgemeine Methodenlehre der Statistik. Bd. 1: Elementare Methoden unter besonderer Berücksichtigung der Anwendungen in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften. (Sammlung Göschen, Bd. 746/746 a.) 3. Auflage Berlin 1966, S. 31 f.

<sup>27</sup> G. Tintner, Handbuch der Ökonometrie. Berlin, Göttingen, Heidelberg 1960, S. 259 ff.

<sup>28</sup> Vgl. z. B. C. E. V. Leser, Die Konstruktion eines Systems von Konsumfunktionen mit Hilfe von Annahmen über die Substitutionselastizität. „Ifo-Studien“, Berlin - München, Jg. 5 (1959), S. 39 - 66.

Schwierigkeit zu entgehen, versuchte man die Querschnittsanalyse, über die der Einkommenseinfluß bestimmt wurde, mit der Zeitreihenanalyse, über die mit vorgegebenen Einkommenskoeffizienten die Preiskoeffizienten geschätzt wurden, zu kombinieren<sup>29</sup>. Dabei traten aber neue Probleme auf, die die Modellspezifikation und die Interpretation der Koeffizienten betreffen<sup>30</sup>.

Es ist daher schwierig zu entscheiden, welchen methodischen Weg man wählen sollte. Sind die geschätzten Nachfragegleichungen im wesentlichen für Prognosezwecke bestimmt, dann ist die Interkorrelation zwischen den erklärenden Variablen nicht so schwerwiegend, sofern angenommen werden kann, daß sie in der Zukunft bestehen bleibt. Allerdings muß man dann wesentlich ungesichertere Koeffizienten in Kauf nehmen.

In neueren Nachfrageuntersuchungen, die sich insbesondere mit dynamischen Funktionen beschäftigen, werden relativ hohe Standardfehler der Regressionskoeffizienten akzeptiert<sup>31</sup>. So wird auch in dieser Arbeit von Fall zu Fall zu entscheiden sein, in welcher Größenordnung die Standardfehler der Regressionskoeffizienten als akzeptabel angesehen werden können.

Zur Ergänzung der bisher diskutierten Prüfmaße kann noch die Struktur der Restschwankungen analysiert werden, die eventuell eine Aussage über die Güte der Spezifikation des Modells zuläßt. Bei relativ kurzen Zeitreihen muß man sich auf eine Untersuchung der Restschwankungen auf Autokorrelation 1. Grades beschränken und damit auf die von Durbin und Watson entwickelten Prüftabellen zurückgreifen<sup>32</sup>.

Der aus diesen Tabellen entnommene Prüfwert (Durbin-Watson-Koeffizient) ist allerdings dann gegen 2 verzerrt — also gegen den Wert, den er im Idealfall annehmen sollte —, wenn zeitverzögerte endogene Regressoren in die Regressionsfunktion eingehen<sup>33</sup>. Durbin und Watson selbst schränken die Anwendung ihrer Prüftabellen ein, indem sie sagen, „It should be emphasized that the tests described in this paper apply only to regression models in which the independent variables can be regarded as, fixed varia-

---

<sup>29</sup> J. Tobin, A Statistical Demand Function for Food in the USA. „Journal of the Royal Statistical Society“, London, Vol. 113 (1950), S. 113 ff. — R. Stone, S. 10. — H. Schmucker, S. 211 ff. — N. Liviatan, Errors in Variables and Engel Curve Analyse. „Econometrica“, Vol. 29 (1961), S. 336 - 362.

<sup>30</sup> Vgl. dazu H. Golnick, Einführung . . . , S. 112 ff. — J. Johnston, S. 201 ff. — E. Malinvaud, Statistical Methods . . . , S. 187 ff. — H. Theil, Principles of Econometrics. Amsterdam und London 1971, S. 147 ff.

<sup>31</sup> Vgl. H. S. Houthakker und L. D. Taylor, S. 8. — E. Schmidt, Dynamische Aspekte der Nachfrage nach Rind- und Schweinefleisch. „Agrarwirtschaft“, Hannover, Jg. 21 (1972), S. 8 ff.

<sup>32</sup> J. Durbin und S. G. Watson, Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression I. „Biometrika“, London, Vol. 37 (1950), S. 409 - 428. — Dieselben, Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression II. „Biometrika“, Vol. 38 (1951), S. 159 - 178 (im weiteren zitiert: J. Durbin und S. G. Watson, Testing I . . . bzw. Testing II . . .).

<sup>33</sup> M. Nerlove und K. F. Wallis, Use of the Durbin Watson Statistics in Inappropriate Situations. „Econometrica“, Vol. 34 (1966), S. 235.

bles. They do not therefore apply to autogressive schemes and similiar models in which the lagged values of the dependent variable occur as independent variables“<sup>34</sup>.

Die Größenordnung der auftretenden Verzerrungen wird von Malinvaud in Form von Monte-Carlo-Studien mit dem Modell

$$(23) \quad Y_t = a x_t + b Y_{t-1} + u_t$$

unter verschiedenen Annahmen für die Autokorrelation von  $u_t$  untersucht<sup>35</sup>.

Er kommt zu folgenden Ergebnissen:

- Unter der Hypothese, daß die Restschwankungen nicht autokorreliert sind, ist die Verzerrung unerheblich.
- Unter der Annahme, daß Autokorrelation der Restschwankungen vorliegt, sind die Prüfwerte so stark verzerrt, daß der Test stark an Gültigkeit verliert.

Der Durbin-Watson-Test muß daher bei der Beurteilung der Funktionen sehr vorsichtig gehandhabt werden. Insbesondere trifft dies dann zu, wenn in den dynamischen Modellen eine Autokorrelation der Restschwankungen vermutet werden muß.

Alles in allem sind die hier diskutierten Prüfmaße mit einigen Einschränkungen durchaus dazu geeignet, Regressionsfunktionen zu diskriminieren; sie werden daher bei der Auswahl der geschätzten Regressionsfunktionen berücksichtigt.

## 2.2. Statische Nachfragemodelle

### 2.2.1. Das einfache Modell

In diesem Abschnitt wird die allgemeine Nachfragefunktion (1) in ein statisches ökonometrisches Modell überführt und getestet<sup>36</sup>. Hierzu sind die in die Regressionsrechnung eingehenden Variablen sowie die mathematische Funktionsform festzulegen. Ferner sollen die durch die speziellen Funktionstypen implizierten Elastizitäten diskutiert werden. Die so spezifizierten Nachfragefunktionen werden dann mit dem statistischen Datenmaterial konfrontiert und ausgewertet.

---

<sup>34</sup> J. Durbin und S. G. Watson, *Testing II . . .*, S. 159.

<sup>35</sup> E. Malinvaud, *Estimation et Prévision dans les Modèles Economiques Autoregressifs*. „Review of the International Institute of Statistics“, Vol. 29 (1961), S. 1 - 32.

<sup>36</sup> Vgl. R. Rau, *Analyse und Prognose des Privaten Verbrauchs in der Bundesrepublik Deutschland 1950 - 1975*. Eine ökonometrische Modellbetrachtung. „Mitteilungen des Rheinisch-Westfälischen Instituts für Wirtschaftsforschung“, Jg. 21 (1970), S. 161 ff.

### 2.2.1.1. Die Ableitung des Modells

#### (1) Die Auswahl der exogenen Variablen

Die Auswahl der exogenen Variablen für die allgemeine Nachfragegleichung (1) muß nach ökonomischen a priori Überlegungen getroffen werden, die sich ebenso auf theoretischen Hypothesen wie auf die Ergebnisse vorliegender empirischer Untersuchungen stützen. Dabei ist zu beachten, daß durch die Einführung möglichst vieler exogener Variablen zwar die Zeitinvarianz der Struktur erhöht wird, die Parameter jedoch nicht mehr eindeutig geschätzt werden können<sup>37</sup>.

Es ist daher unerlässlich, die Zahl der zu schätzenden Parameter möglichst einzuschränken und nur die für die Erklärung wichtigen Variablen in der Regressionsrechnung explizit zu berücksichtigen.

In Zeitreihenanalysen für Volkswirtschaften, deren wesentliches Kennzeichen ein ständiger Wachstumsprozeß des Einkommens ist, spielt dieses als Bestimmungsfaktor für die Konsumententscheidungen eine wesentliche Rolle, zumal es langfristig den Konsum limitiert.

Geht man davon aus, daß nur das Einkommen den Konsum bestimmt, erhält man als ökonometrisches Modell

$$(24) \quad q_{i,t} = f_i(Y_t, u_t) .$$

In der traditionellen empirischen Nachfrageanalyse wird neben dem Einkommen der Preis eines Gutes zur Erklärung der Nachfrage nach diesem Gut herangezogen<sup>38</sup>. Das ökonometrische Testmodell (24) wird dann zu

$$(25) \quad q_{i,t} = f_i(Y_t, P_{i,t}, u_t) .$$

Beide Hypothesen sollen in dieser Arbeit getestet werden.

Auf die Einbeziehung von Preisen für andere Güter (Kreuzpreise) wurde verzichtet, da eine Auswahl der für das jeweilige Konsumgut relevanten Kreuzpreise problematisch ist und durch jede zusätzliche Variable ein Freiheitsgrad verlorengeht. Weitere Einflußfaktoren, wie etwa die Einkommensverteilung der Privaten Haushalte oder andere spezifische Variable bei der Nachfrage nach einzelnen Konsumgütern, wurden in diesem statischen Modell nicht berücksichtigt, da es zum einen bei der Vielzahl der zu untersuchenden Güter den Arbeitsaufwand erheblich vergrößern würde und zum anderen eine Dynamisierung der Nachfragebeziehungen für sinnvoller gehalten wurde.

<sup>37</sup> G. Menges, Die ökonometrische Struktur . . . , S. 995.

<sup>38</sup> Vgl. H. Schultz, The Theory and Measurement of Demand. (Social Science Studies, Nr. 36.) Chicago 1938, S. 657 ff.



## (2) Die getesteten Funktionstypen

Aus der ökonomischen Theorie kann für die oben formulierten Nachfragefunktionen (24) und (25) kein allgemeiner mathematischer Funktionstyp, der für die Nachfrage nach allen Gütern gilt, abgeleitet werden<sup>39</sup>. Vielmehr kommen für die Nachfragefunktionen der einzelnen Güter des Privaten Verbrauchs unterschiedliche Funktionstypen in Frage, die verschiedene Verhaltensweisen abzudecken vermögen. Man müßte daher für die Nachfrage nach jeder Ausgabeart einen oder mehrere bestimmte Funktionstypen vorgeben, die aus theoretischen a priori Überlegungen abzuleiten wären. So sind beispielsweise bei der Nachfrage nach Grundnahrungsmitteln abnehmende Einkommenselastizitäten zu erwarten, die durch rechts-logarithmische oder inverse Funktionstypen beschrieben werden. Dagegen sind linkslogarithmische Funktionstypen dazu geeignet, die Nachfragebeziehungen zwischen hochwertigen Gütern und dem Einkommen abzudecken, da sie steigende Elastizitäten implizieren.

Die Entwicklung bestimmter Funktionstypen für die Nachfrage nach einzelnen Gütern hat jedoch Nachteile, die die in dieser Arbeit verwendeten Ausgabearten betreffen. Für die Nachfrage nach einer Reihe von ihnen, die sich trotz hoher Disaggregation noch aus relativ heterogenen Gütern zusammensetzen, bestehen keine bestimmten ökonomischen a priori Vorstellungen über den Funktionsverlauf. Es bietet sich daher an, alternative Funktionstypen für alle Güter zu testen, die die möglichen empirischen Verläufe abzudecken vermögen. Eventuell vorhandene ökonomische Informationen können dann bei der Auswertung der Ergebnisse mit einbezogen werden.

Unter der Vielfalt aller möglichen Funktionsformen wurden die in der Tabelle 1 zusammengefaßten Typen ausgewählt<sup>40</sup>. Neben dem eigentlichen Funktionstyp sind die implizierten Elastizitäten und ihre Grenzwerte ausgewiesen.

Der Funktionstyp 1 impliziert Elastizitäten, die mit wachsendem  $Y$  bzw.  $P$  gegen eins konvergieren. Dieser Typ eignet sich daher nicht für Gütergruppen, bei denen entweder hohe und steigende oder niedrige und sinkende Elastizitäten zu erwarten sind. Sein Vorzug liegt darin, daß er rechen-technisch einfach zu handhaben ist.

Im Funktionstyp 2 sind die Elastizitäten konstant. Er wird besonders bei der Nachfrage nach Gütern, die in der Bedarfsskala der Konsumenten etwa zwischen unbedingten Notwendigkeitsgütern und Luxusgütern angesiedelt sind, in Betracht kommen. Ein erheblicher rechentechnischer Vorteil dieses

---

<sup>39</sup> Vgl. H. Gollnick, Einführung . . . , S. 30 ff.

<sup>40</sup> Vgl. E. Wöhlken und H. Lauenstein, Zur Wahl der Funktionsform in der empirischen Nachfrageanalyse. „Allgemeines Statistisches Archiv“, Göttingen, Bd. 53 (1969), S. 346 ff.

Tabelle 1: Getestete Funktionstypen des statischen Modells und ihre Elastizitäten

Lfd. Nr.	Bezeichnung	Funktion		Elastizität(a)	Grenzwert der Elastizität(b)
		Typ			
1	lin	$q = a_0 + a_1 Y$ $q = a_0 + a_1 Y + a_2 P$		$\varepsilon^Y = a_1 \cdot \frac{Y}{q}$ $\varepsilon^P = a_2 \cdot \frac{P}{q}$	$\bar{\varepsilon} = \pm 1$
2	log	$\lg q = b_0 + b_1 \lg Y$ $\lg q = b_0 + b_1 \lg Y + b_2 \lg P$		$\varepsilon^Y = b_1$ $\varepsilon^P = b_2$	—
3	log-lin	$\lg q = c_0 + c_1 Y$ $\lg q = c_0 + c_1 Y + c_2 P$		$\varepsilon^Y = c_1 \cdot \frac{Y}{\lg e}$ $\varepsilon^P = c_2 \cdot \frac{P}{\lg e}$	$\bar{\varepsilon} = \pm \infty$
4	lin-log	$q = d_0 + d_1 \lg Y$ $q = d_0 + d_1 \lg Y + d_2 \lg P$		$\varepsilon^Y = d_1 \cdot \frac{\lg e}{q}$ $\varepsilon^P = d_2 \cdot \frac{\lg e}{q}$	$\bar{\varepsilon} = \pm 0$
5	inv	$1/q = l_0 + l_1 1/Y$ $q = l_0 + l_1 1/Y + l_2 1/P$		$\varepsilon^Y = l_1 \cdot \frac{q}{Y}$ $\varepsilon^P = l_2 \cdot \frac{q}{P}$	$\bar{\varepsilon} = \pm 0$

a) Vgl. Zur Definition der Elastizitäten S. 17. – b) Der Grenzwert der Elastizität gilt für Y bzw. P gegen  $\infty$ .

Funktionstyps liegt darin, daß die Elastizitäten mit den berechneten Regressionskoeffizienten identisch sind.

Der Funktionstyp 3 impliziert mit steigenden  $Y$  bzw.  $P$  eine wachsende Elastizität. Besonders bei hochwertigen dauerhaften Konsumgütern kann eine steigende Einkommenselastizität erwartet werden.

Die Funktionen 4 und 5, in denen die Elastizitäten mit steigenden  $Y$  bzw.  $P$  kleiner werden, eignen sich besonders zur Beschreibung des Zusammenhangs zwischen der Nachfrage nach relativ notwendigen Konsumgütern und dem Einkommen. Sie unterscheiden sich dadurch, daß die Funktion 5 unelastischer ist als Funktion 4<sup>41</sup>.

Zu beachten ist ferner, daß die aus Funktion (25) abgeleiteten Elastizitäten partielle Elastizitäten sind, die streng genommen nur unter der *ceteris paribus* Bedingung gelten. Eine empirische Berechnung dieser Elastizitäten für alle Jahre der Reverenzperiode würde erhebliche Verzerrungen aufweisen. Es bietet sich daher an, Durchschnittselastizitäten zu schätzen, die für einen bestimmten Zeitraum als Approximation gelten sollen.

Insgesamt decken diese fünf Funktionstypen ein weites Feld empirischer Verläufe ab und sind daher durchaus geeignet, verschiedene Zusammenhänge zwischen der Nachfrage nach Konsumgütern und dem Einkommen sowie den Preisen zu charakterisieren.

### 2.2.1.2. Die empirischen Ergebnisse

#### (1) Die ausgewählten Nachfragefunktionen

Die Funktionen (24) und (25) wurden alternativ mit den Funktionstypen in Tabelle 1 für alle Gütergruppen nach der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt. Der Stützbereich der Rechnungen umfaßt zum einen die Jahre 1950 - 1967 und zum anderen 1955 - 1967. Die Unterteilung des Untersuchungszeitraums in zwei Stützbereiche wurde vorgenommen, um etwaige irreguläre Nachkriegseinflüsse, wie Angebotsengpässe, großer Nachholbedarf u. ä. auszuschalten. Die Frage, warum nicht generell vom Basisjahr 1955 ausgegangen wurde, muß mit der ohnehin geringen Zahl von Beobachtungswerten und dem damit verbundenen Verlust an Freiheitsgraden beantwortet werden.

Die geschätzten Funktionen wurden nach den oben diskutierten Prüfmaßnahmen ausgewertet<sup>42</sup>. Der Einfluß der erklärenden Variablen sollte dann als signifikant akzeptiert werden, wenn die Regressionskoeffizienten mit 99 vH Sicherheitswahrscheinlichkeit gegen die Nullhypothese abgesichert waren. Für das Bestimmtheitsmaß  $R^2$  wurde ebenfalls eine Sicherheitswahr-

<sup>41</sup> E. Wöhlken und H. Lauenstein, S. 352.

<sup>42</sup> Vgl. S. 27 ff.

scheinlichkeit von 99 vH gegen die Nullhypothese gefordert. Für die Durbin-Watson Statistik wurde die obere kritische Grenze bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,05 zugrundegelegt<sup>43</sup>. Der Variationskoeffizient  $V$  sollte 0,1 nicht übersteigen.

Alle geschätzten Funktionen, die diese statistischen Prüfmaße erfüllen, sind in Tabelle A2 im Anhang ausgewiesen.

Von den 56 getesteten Gütergruppen konnten für 31 Ausgabearten Regressionsfunktionen akzeptiert werden. Bei einigen Gütern erfüllen sogar mehrere Regressionsfunktionen verschiedenen Funktionstyps die geforderten statistischen Prüfmaße. Das zeigt, daß die hier getesteten Funktionstypen nahezu fließend ineinander übergehen und in Grenzfällen „gleich gute“ Ergebnisse liefern.

Im einzelnen wurde der Funktionstyp 5 (inv) fünfundzwanzigmal, der Funktionstyp 1 (lin) vierundzwanzigmal, der Funktionstyp 2 (log) dreiundzwanzigmal und schließlich die Funktionstypen 3 (log-lin) und 4 (lin-log) neunzehn- bzw. vierzehnmal nachgewiesen. Aus diesen Zahlen läßt sich keine eindeutige Priorität für einen der verwendeten Funktionstypen ableiten.

Die in Funktion (24) bzw. (25) aufgestellte Hypothese, daß die Nachfrage nach einzelnen Gütern des Privaten Verbrauchs vom Einkommen abhängt, wird durch die getesteten Funktionen bestätigt. In allen ausgewählten Funktionen ist der Regressionskoeffizient beim verfügbaren Einkommen mit hoher Wahrscheinlichkeit gegen die Nullhypothese abgesichert. Selbst bei den Gütergruppen, für die keine Regressionsfunktionen akzeptiert werden konnten, war mit Ausnahme der „Dienstleistungen für die Haushaltsführung“ der Koeffizient bei der Einkommensvariablen bei mindestens einem der getesteten Funktionstypen mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,01 gegen die Nullhypothese abgesichert.

Preiseinflüsse auf die Nachfrage konnten insgesamt für 41 Güterarten und bei den nach allen Auswahlkriterien akzeptierten Regressionsfunktionen für nur 13 Ausgabearten nachgewiesen werden. Daraus darf aber nicht ohne weiteres geschlossen werden, daß diese Einflüsse bei der Nachfrage nach den meisten Gütern keine Rolle gespielt hätten. Vielmehr können die Ursachen für die nicht signifikanten Koeffizienten bei der Preisvariablen darin liegen, daß die Varianz in den Reihen der relativen Preise für die hier zusammengefaßten Gütergruppen im Beobachtungszeitraum zu gering war, weil sich gegenseitige Preiseinflüsse kompensiert haben. Außerdem besteht bei einigen Ausgabearten eine hohe Interkorrelation zwischen Einkommen und Preisen, durch die die Standardfehler der Koeffizienten erheblich vergrößert werden<sup>44</sup>.

---

<sup>43</sup> Vgl. dazu die Tabelle in H. Gollnick, Einführung . . . , S. 314.

<sup>44</sup> Vgl. H. Gollnick, Einführung . . . , S. 60 ff.

Obwohl für die Nachfrage nach nahezu allen Güterarten Einkommens- und für die meisten von ihnen auch Preiseinflüsse nachzuweisen waren, konnte nur ein Teil der Regressionsfunktionen akzeptiert werden. Die Ursache dafür lag in den unzureichenden Werten der Durbin-Watson-Statistik, die für viele der nicht akzeptierten Regressionsfunktionen eine Autokorrelation in den Restschwankungen anzeigten. Sie waren für die Nachfrage nach 22 Ausgabearten die alleinige Ursache dafür, daß keine der geschätzten Regressionsfunktionen akzeptiert werden konnte.

Diese Autokorrelation der Restschwankungen deutet darauf hin, daß das Modell nicht richtig spezifiziert ist. Spezifikationsfehler können hauptsächlich auf unzureichende mathematische Funktionstypen und auf falsche oder fehlende erklärende Variablen in den Regressionsfunktionen zurückgeführt werden<sup>45</sup>.

Da in dieser Arbeit alternative Funktionstypen getestet wurden, muß angenommen werden, daß die herangezogenen exogenen Variablen zur Erklärung der Nachfrage nach einer Reihe von Ausgabearten nicht ausreichen. Im Rahmen eines statischen Modells müßten daher zusätzliche Erklärungsfaktoren, die die Konsumentenentscheidungen möglicherweise bestimmen, aufgespürt, quantifiziert und damit regressionsanalytischen Überprüfungen zugänglich gemacht werden.

Um die bisher ausgewählten Funktionen besser beurteilen zu können, wurden nun die entsprechenden Einkommens- und Preiselastizitäten berechnet.

## (2) Die Nachfrageelastizitäten

Die Nachfrageelastizitäten wurden nach den in Tabelle 1 angegebenen Formeln berechnet. Für die nachgefragten Mengen  $q_i$ , für das Einkommen  $Y$  und für die Preise  $P_i$  wurden die jeweiligen arithmetischen Mittel eingesetzt<sup>46</sup>. Die Ergebnisse sind in der Tabelle 2 zusammengefaßt.

Die Vorzeichen der Einkommenselastizitäten stimmen in allen Fällen mit den Plausibilitätsüberlegungen überein. Sie sind immer positiv, d. h. mit steigendem Realeinkommen nimmt die mengenmäßige Nachfrage nach den Gütern zu. Die Preiselastizitäten haben dagegen für die Ausgabearten Mieten (22), Kraftfahrzeuge (36), Nachrichtenübermittlung (40) und persönliche Ausstattung (53) ein nicht erwartetes positives Vorzeichen. Das besagt, daß eine Erhöhung der relativen Preise dieser Güter zu einer vermehrten Nachfrage führt.

Auf die Frage, ob ein solches Ergebnis akzeptiert werden kann, muß man sich die verschiedenen Ursachen vergegenwärtigen, die möglicherweise zu einer solchen Reaktion führen können. Im mikroökonomischen Bereich wurde dieses Phänomen zuerst von dem englischen Nationalökonom F. Giffen

<sup>45</sup> H. Schneeweiß, S. 148 ff. – H. Theil, *Principles . . .*, S. 540 ff.

<sup>46</sup> Vgl. E. Wöhlken und H. Lauenstein, S. 350 ff.

**Tabelle 2: Durchschnittliche Nachfrageelastizitäten verschiedener Ausgabearten nach ausgewählten Nachfragefunktionen des statischen Modells<sup>a)</sup>, 1950 - 1967 (Bundesgebiet)**

Lfd. Nr.	Ausgabeart <sup>b)</sup>	Funktions-typ <sup>c)</sup>	Ein-kommens-elastizität $\varepsilon_Y$	Preis-elastizität $\varepsilon_P$
2	Fische, Fleischwaren	lin	0,991	-1,327
		log	0,979	-1,370
		log-lin	1,180	-1,688
		inv	0,924	-1,368
3	Eier	lin-log	0,756	
		inv	0,838	
4	Milch, Käse	lin	0,673	
		lin*	0,694	
		log*	0,685	
		log-lin*	0,715	
		lin-log*	0,674	
7	Brot, Backw., Getreideerz.	log	0,590	-1,355
		inv	0,505	-1,275
11	Marmeladen, Süßwaren, Zucker	lin	0,511	-0,634
		lin*	0,851	
		log	0,477	-0,674
		log*	0,844	
		log-lin	0,708	
		log-lin*	0,894	
		lin-log	0,394	-0,922
		lin-log*	0,825	
		inv	0,441	-0,694
		inv*	0,832	
12	Sonst. Nahrungsmittel	lin*	0,926	
		log*	1,061	
		lin-log*	0,902	
		inv	0,913	
		inv*	1,214	
14	Alkoholfreie Getränke	lin*	2,143	
		log*	2,343	
		lin-log*	2,084	
17	Summe 14 - 16	lin	0,918	-1,616
18	Tabakwaren	lin-log*	1,047	
19	Kleidung	log*	1,072	
		log-lin*	1,073	

noch Tabelle 2

Lfd. Nr.	Ausgabeart <sup>b)</sup>	Funktions- typ <sup>c)</sup>	Ein- kommens- elastizität $\epsilon_Y$	Preis- elastizität $\epsilon_P$
20	Schuhe	lin	0,897	
		lin*	1,028	
		log	0,853	
		log*	1,024	
		log-lin	0,944	
		log-lin*	1,073	
		inv	0,792	
		inv*	1,025	
21	Summe 19 - 20	lin	1,016	
		lin*	1,067	
		log	1,011	
		log*	1,063	
		log-lin	0,866	
		log-lin*	1,073	
		inv	1,013	
		inv*	1,060	
22	Mieten	lin-log*	0,809	1,227
23	Elektrizität	log-lin*	2,414	
		inv*	2,555	
27	Summe 23 - 26	log*	1,032	-1,557
		lin-log*	0,856	-2,016
		inv	1,160	-1,161
28	Möbel, Heimtextilien	log-lin	1,180	-1,804
		inv	1,203	-1,806
29	Heiz- u. Kochgeräte, Haush.maschinen aller Art	lin	1,326	
		lin*	1,281	
		lin-log*	1,252	
31	Tapeten, Farben, Bau- stoffe, Wohnungsrepara- turen	log	1,024	
		log-lin	1,102	
		log-lin*	1,341	
		inv	0,975	
33	Sonst. Waren f. d. Haushaltsführung	lin*	1,505	
35	Summe 28 - 34	lin*	1,068	
		log	1,063	
		log-lin*	1,073	
		inv*	1,061	

Lfd. Nr.	Ausgabeart <sup>b)</sup>	Funktions-typ <sup>c)</sup>	Ein-kommens-elastizität $\epsilon_Y$	Preis-elastizität $\epsilon_P$
36	Kraftfahrzeuge u. Fahrräder	lin*	4,549	7,982
		log	4,890	6,051
		log-lin*	6,260	9,133
		inv*	5,290	5,999
37	Kraftstoffe u. Schmiermittel	log-lin*	3,130	
		inv*	3,568	
38	Sonst. Waren, Reparaturen, Dienstleistungen f. eigene Ktz.	lin*	2,816	
40	Nachrichtenübermittlung	lin*	2,661	1,931
		lin-log*	2,598	2,406
41	Summe 36 - 40	lin*	1,709	-1,116
		log	1,480	
		log*	1,842	
		log-lin	1,652	
		log-lin*	1,878	
		lin-log*	1,603	-1,768
43	Waren, Dienstleistungen f. d. Gesundheitspflege	inv*	1,952	
		lin*	1,208	
		log*	1,222	
		lin-log*	1,173	
47	Bücher, Zeitungen, Zeitschriften	inv*	1,250	
		inv	1,098	
		lin*	1,562	
		log	1,464	
48	Sonst. Waren f. Bildungs- u. Unterhaltungszwecke	log*	1,590	
		log-lin*	1,610	
		inv	1,594	
		inv*	1,665	
		lin*	1,191	-0,0399
		log	1,200	
50	Kunst, Sport, Vergnügen	log*	1,179	
		lin-log*	1,130	
		inv	1,206	
		lin	1,034	
		lin*	1,163	
		log	1,200	
52	Summe 45 - 51	log*	1,179	
		lin-log*	1,130	
		inv	1,206	
		lin	1,034	
		lin*	1,163	
		log	1,200	
53	Persönliche Ausstattung, sonst. Waren	lin-log	1,256	1,728
		lin-log	1,256	1,728

Die Kennzeichnung durch \* besagt, daß zur Schätzung der Funktion der Stützbereich 1955 - 1967 zugrunde liegt. In allen anderen Fällen wurde der Zeitraum 1950 - 1967 verwendet. — a) Vgl. Tabelle A 2 im Anhang. — b) Genaue Bezeichnung siehe Tabelle A 1 im Anhang. — c) Vgl. Tabelle 1.



beobachtet. Er konnte feststellen, daß die Nachfrage nach Brot in englischen Haushalten mit sehr niedrigem Einkommen bei steigenden Brotpreisen zunahm<sup>47</sup>. Dieses Verhalten konnte er darauf zurückführen, daß Haushalte mit niedrigem Einkommen bei steigenden Brotpreisen gezwungen waren, die Nachfrage nach höherwertigen Nahrungsmitteln einzuschränken, um die Menge Brot kaufen zu können, die zur Erhaltung der Existenz notwendig war. Da die Einschränkung der Nachfrage nach den höherwertigen Nahrungsmitteln eine Lücke in der Versorgung hinterließ, wurde dies durch eine erhöhte Brotnachfrage kompensiert. Das Durchschlagen dieses mikroökonomischen Effekts (Giffen'scher Fall) auf die hier untersuchten Nachfragefunktionen kann für die Bundesrepublik zwischen 1950 und 1967 ausgeschlossen werden, da das Einkommen im Durchschnitt aller Haushalte weit über dem Betrag lag, der zur Erhaltung der physischen Existenz benötigt wurde.

Neben dem Giffen'schen Fall gibt es in der ökonomischen Literatur weitere Erklärungsversuche für eine Zunahme der realen Nachfrage bei steigenden relativen Preisen<sup>48</sup>. Grundlegend ist dabei die von Veblen entwickelte Theorie des auffälligen Konsums, in der „expressis verbis“ davon ausgegangen wird, daß die Nachfrage nach bestimmten Gütern steigt, wenn diese teurer werden<sup>49</sup>.

Ein weiteres Motiv für das anomale Verhalten bei Preisänderungen kann spekulativen Charakter haben, wenn die Konsumenten beispielsweise antizipierten Preiserhöhungen zuvorkommen wollen<sup>50</sup>.

Ob man bei den hier untersuchten Gütern eine dieser Nachfragethesen akzeptieren kann, bleibt fraglich. Am ehesten könnte man noch bei der Nachfrage nach Kraftfahrzeugen den Einfluß des Veblen-Effektes vermuten, da Kraftfahrzeuge in der Bundesrepublik Deutschland neben ihrer funktionellen Eigenschaft auch als Demonstrationsobjekt für Wohlstand angesehen werden müssen<sup>51</sup>. Bei den anderen Gütern dagegen erscheinen die positiven Preiselastizitäten nicht plausibel.

Außer aus den Vorzeichen können auch aus den absoluten Beträgen der Elastizitäten Informationen gewonnen werden. Auffällig ist, daß die Beträge der Nachfrageelastizitäten, die für ein bestimmtes Gut aus unterschiedlichen Funktionstypen berechnet wurden, nur unwesentlich voneinander abweichen. Das bestätigt, daß die ausgewählten Funktionen den Beobachtungszeitraum

---

<sup>47</sup> H. Wold und L. Juréen, S. 100 - 103.

<sup>48</sup> T. Veblen, *The Theory of the Leisure Class*. New York 1899. — M. W. Reder, *Welfare Economics and Rationing*. „Quarterly Journal of Economics“, Vol. 57 (1942), S. 153 ff. — H. Leibenstein, *Mitläufer-, Snob- und Veblen Effekte in der Theorie der Konsumentennachfrage*. In: *Konsum und Nachfrage*, S. 231 - 255.

<sup>49</sup> H. Leibenstein, S. 248 ff.

<sup>50</sup> Ebenda, S. 236.

<sup>51</sup> Vgl. auch J. S. Duesenberry, *Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior*. Cambridge (Mass.) 1952, S. 27.

gut beschreiben. Will man eine weitere Auswahl zwischen diesen Funktionen vornehmen, können die durch die Funktionstypen implizierten Entwicklungen der Elastizitäten in die Überlegungen einbezogen werden. Darauf soll aber an dieser Stelle verzichtet werden.

Unter Berücksichtigung, daß die Einkommensvariable für die Nachfrage nach Konsumgütern die wesentliche Rolle spielt, sollen nun die einzelnen Ausgabearten nach dem absoluten Betrag der Einkommenselastizität klassifiziert werden. Eine solche Klassifizierung trägt dazu bei, die Ergebnisse verschiedener Modelle vergleichbar zu machen.

Güter, deren Einkommenselastizität  $\varepsilon^Y \leq 1$  ist, werden in der Gruppe „schrumpfende bzw. stagnierende Ausgabearten“ zusammengefaßt, da ihr Anteil am Privaten Verbrauch sinkt. In einer zweiten Gruppe werden die „wachsenden Ausgabearten“ mit einer Einkommenselastizität  $1 < \varepsilon^Y \leq 2$  aufgeführt. Bei den Gütern dieser Gruppe nimmt der Anteil am gesamten Privaten Verbrauch zu. Die Güter, deren Nachfrage besonders stark wächst ( $\varepsilon^Y > 2$ ), werden in der Gruppe „stark wachsende Ausgabearten“ zusammengefaßt. Alle drei Gruppen sind in Tabelle 3 aufgeführt.

Wie zu erwarten war, sind alle Nahrungsmittel in der Gruppe der „schrumpfenden bzw. stagnierenden Ausgabearten“ enthalten. Ferner fallen in diese Gruppe die Nachfrage nach Schuhen und die Mietausgaben. Für die Mietausgaben läßt sich dieses bemerkenswerte Ergebnis formal-statistisch damit begründen, daß die stark expandierende Nachfrage nach Mietwohnungen durch Preiserhöhungen hervorgerufen wurde ( $\varepsilon^P = 1,227$ ). Allerdings könnte die Zurechnung der Einflüsse auf Einkommen oder Preise durch multikollineare Effekte zwischen diesen beiden Variablen verzerrt sein, so daß dieses Ergebnis nur mit Vorbehalt zu beurteilen ist.

Die Gruppe der „wachsenden Ausgabearten“ enthält Güter, die zwischen lebensnotwendigen und Luxusgütern einzuordnen sind.

Bei den „stark wachsenden Ausgabearten“ spielt die Nachfrage nach Kraftfahrzeugen und den damit verbundenen Ausgaben die dominierende Rolle. In Verbindung mit ihrer positiven Preiselastizität bestätigt sich auch hier, daß die Kraftfahrzeuge eine wichtige Rolle in der Bedarfsskala der Konsumenten spielen.

Insgesamt sind die Parameter und die Elastizitäten, die aus den ausgewählten Funktionen berechnet wurden, durchaus plausibel. Eine Schwäche des hier getesteten Ansatzes liegt darin, daß bei einer Reihe von Funktionen die in die Regressionsrechnung einbezogenen Variablen zur Erklärung nicht ausreichen.

Eine der Ursachen dafür könnte in der trendmäßigen Entwicklung der verwendeten Zeitreihen liegen. Es wird daher im nächsten Abschnitt versucht, diesen Aspekt explizit zu berücksichtigen.

**Tabelle 3: Ausgewählte Ausgabearten nach Ihrer Wachstumsintensität im statischen Modell, 1950 - 1967 (Bundesgebiet)**

Lfd. Nr.	Ausgabeart <sup>a)</sup>
<b>Stark wachsende Ausgaben</b>	
36	Kraftfahrzeuge u. Fahrräder
37	Kraftstoffe und Schmiermittel
38	Sonst. Waren, Reparaturen u. Dienstleistungen f. eigene Kfz.
40	Nachrichtenübermittlung
23	Elektrizität
14	Alkoholfreie Getränke
<b>Durchschnittlich wachsende Ausgabearten</b>	
41	Waren und Dienstleistungen f. Verkehrszwecke, Nachrichtenübermittlung
48	Sonst. Waren f. Bildungs- u. Unterhaltungszwecke
33	Sonst. Waren f. d. Haushaltsführung
29	Heiz- u. Kochgeräte, Haushaltsmaschinen aller Art
53	Persönliche Ausstattung, sonst. Waren
43	Waren u. Dienstleistungen f. d. Gesundheitspflege
50	Kunst, Sport, Vergnügen
28	Möbel, Heimtextilien
52	Waren u. Dienstleistungen f. Bildungs- u. Unterhaltungszwecke
47	Bücher, Zeitungen, Zeitschriften
31	Tapeten, Farben, Baustoffe, Wohnungsreparaturen
19	Kleidung
21	Kleidung, Schuhe
35	Übrige Waren u. Dienstleistungen f. d. Haushaltsführung
18	Tabakwaren
27	Elektrizität, Gas, Brennstoffe
<b>Schrumpfende bzw. schwach wachsende Ausgabearten</b>	
2	Fische, Fischwaren
20	Schuhe
12	Sonstige Nahrungsmittel
17	Getränke
22	Mieten
3	Eier
4	Milch, Käse
11	Marmeladen, Süßwaren, Zucker
7	Brot, Backwaren, Getreideerzeugnisse

a) Genaue Bezeichnung siehe Tabelle A 1 im Anhang.

## 2.2.2. Das statische Modell mit expliziter Trendberücksichtigung

### 2.2.2.1. Die allgemeine Trendproblematik bei Zeitreihenanalysen

In den meisten längerfristigen Zeitreihenanalysen tritt das Problem auf, daß die eigentlichen ökonomischen Variablen durch trendmäßige Entwicklungen gekennzeichnet sind<sup>52</sup>. Solche Reihen können unter der Annahme, daß sie mehrdimensional determiniert sind, in Komponenten zerlegt werden<sup>53</sup>. Bei Jahresdaten kann zwischen einer langfristigen Komponente – nämlich dem Trend – und einer kürzerfristigen Komponente – den Abweichungen vom Trend – unterschieden werden<sup>54</sup>. Erfahrungsgemäß bestehen auch die meisten Zeitreihen der Konsumgüternachfrage aus diesen beiden Komponenten. Die Trends in den Reihen werden weitgehend durch Geschmacks- und Verbrauchergewohnheiten hervorgerufen<sup>55</sup>. Diese Gewohnheiten spiegeln „... zahlreiche, im einzelnen nicht quantifizierbare, vorwiegend soziale ( $\tau$ ) Einflüsse wieder“<sup>56</sup>. Es wurde in vielen empirischen Analysen versucht, die trendmäßigen Entwicklungen in der Konsumnachfrage auf ihre Ursachen zurückzuführen. So zerlegen Stone<sup>57</sup> bzw. Prest<sup>58</sup> die Trendeinflüsse in ihre ökonomischen, soziologischen und sozialen Komponenten, während Borch den größten Teil auf Änderungen in der Einkommensschichtung zurückführt<sup>59</sup>. Dagegen versucht Farrell zu zeigen, daß die Ursachen der trendmäßigen Entwicklung im irreversiblen Charakter der Nachfragefunktion zu suchen sind<sup>60</sup>.

Neben diesen möglichen Ursachen kann der Einkommensentwicklung eine entscheidende Rolle zugeschrieben werden, da nur bei einer anhaltenden Aufwärtsentwicklung des Einkommens eine ständige Zunahme der Nachfrage, wie sie für die meisten Güter des Privaten Verbrauchs festzustellen ist, finanziert werden kann. Es kann daher angenommen werden, daß der Trend in der Einkommensentwicklung den Trend in der Nachfrage nach einzelnen Konsumgütern verursacht und daß Trendabweichungen des Einkommens auch die entsprechenden Abweichungen dieser Nachfrage erklären. Die im

---

<sup>52</sup> Vgl. G. Tintner, *Econometrics*. New York, London 1952.

<sup>53</sup> Vgl. O. W. Haseloff und H. J. Hoffmann, *Kleines Lehrbuch der Statistik*. 4. neubearbeitete und erweiterte Auflage Berlin 1970, S. 269.

<sup>54</sup> H. Gollnick, *Einführung . . .*, S. 119. – H. T. Davis, *The Analysis of Economic Time Series*. (The Cowles Commission for Research in Economics, Monograph Nr. 6.) Bloomington (Ind.) 1941, S. 15 ff.

<sup>55</sup> H. Schmucker, S. 63.

<sup>56</sup> H. Schmucker, S. 63.

<sup>57</sup> R. Stone, S. 306 ff.

<sup>58</sup> A. R. Prest, *Some Experiments in Demand Analysis*. „*The Review of Economics and Statistics*“, Cambridge (Mass.), Vol. 31 (1969), S. 33 ff.

<sup>59</sup> K. Borch, *Effects on Demand of Changes in the Distribution of Income*. „*Econometrica*“, Vol. 21 (1953), S. 325 ff.

<sup>60</sup> M. J. Farrell, *Irreversible Demand Functions*. „*Econometrica*“, Vol. 20 (1952), S. 171 ff.

vorigen Abschnitt berechneten statischen Nachfragefunktionen spiegeln somit einen Durchschnitt zwischen länger- und kürzerfristigem Verhalten wider<sup>61</sup>.

Sollen Trendeinflüsse explizit berücksichtigt werden, kann eine  $t$ -Variable in die Regressionsgleichung eingeführt werden. Zur Modifizierung des statischen Modells soll dieses Verfahren auch in dieser Arbeit angewendet werden.

### 2.2.2.2. Die explizite Einführung einer $t$ -Variablen

Bei der expliziten Einführung der  $t$ -Variablen in die Regressionsgleichung wird von der oben erwähnten Hypothese ausgegangen, daß der Trend in der exogenen Variablen einen Trend in der endogenen Variablen erzeugt<sup>62</sup>.

Die Einkommensvariable  $Y_t$  setzt sich nach diesen Annahmen aus dem Trend  $Y_{T,t}$  und den Abweichungen vom Trend  $Y_{K,t}$  zusammen. Man erhält

$$(26) \quad Y_t = Y_{T,t} + Y_{K,t} .$$

Geht man von einer arithmetisch-linearen Nachfragefunktion aus, in die nur das Einkommen als erklärende Variable eingeht, dann erhält man unter Berücksichtigung von (26)

$$(27) \quad q_{i,t} = a + b_T Y_{T,t} + b_K Y_{K,t} .$$

Durch lineare Approximation des Trends wird  $Y_{T,t}$  zu<sup>63</sup>

$$(28) \quad Y_{T,t} = a_t + b_t t .$$

Funktion (28) in (27) eingesetzt ergibt

$$(29) \quad q_{i,t} = (a + b_T a_t) + b_T b_t t + b_K Y_{K,t} .$$

Die Funktionen (27) bzw. (29) sind die eigentlichen Modellgleichungen, deren Koeffizienten geschätzt werden sollen. Der Parameter  $b_K$  gibt den Einfluß der Einkommensänderungen, die vom Trend abweichen, auf  $q_t$  an, d. h. die kürzerfristigen Reaktionen. Der Einfluß, der vom Trend des Einkommens ausgeht, wird in Gleichung (27) durch den Koeffizienten  $b_T$  gemessen. Der gemischte Koeffizient  $b_T b_t$  in Gleichung (29) zeigt in welchem Maße der Trend in  $Y_t$  – dokumentiert durch  $b_t$  – einen Trend in  $q_t$  – angegeben durch  $b_T$  – hervorruft.

Die Koeffizienten der Funktion (27) bzw. (29) können in zwei Stufen geschätzt werden. Zunächst wird der lineare Trend in  $Y_t$  nach der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt, und die Restschwankungen als Abweichungen vom

<sup>61</sup> H. Gollnick, Einführung . . . , S. 119.

<sup>62</sup> Selbstverständlich sind auch Modelle möglich, in denen nur in einer Variablen trendmäßige Entwicklungen auftreten. Sie können analog zu diesem Modell abgeleitet werden.

<sup>63</sup> Zur Approximation von Trends und der damit verbundenen Problematik siehe: H. T. Davis, S. 208 ff.

Trend berechnet. Danach werden diese Werte für  $Y_{T,t}$  und  $Y_{K,t}$  in (27) eingesetzt, und es wird erneut nach der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt.

Zu den gleichen Ergebnissen kommt man aber auch, wenn von der folgenden ökonomischen Schätzgleichung ausgegangen wird

$$(30) \quad q_{i,t} = A_0 + A_1 Y_t + A_2 t + u_t .$$

Zur Bestimmung der eigentlichen Modellparameter kann für  $Y_t$  Gleichung (26) in Verbindung mit Gleichung (28) eingesetzt werden:

$$(31) \quad q_{i,t} = A_0 + A_1 (a_t + b_t t + Y_{K,t}) + A_2 t + u_t .$$

Durch Auflösen erhält man:

$$(32) \quad q_{i,t} = (A_0 + A_1 a_t) + A_1 Y_{K,t} + (A_1 b_t + A_2) t + u_t .$$

Aus den Gleichungen (32) und (29) können unmittelbar die Modellparameter bestimmt werden.

Der kurzfristige Modellkoeffizient  $b_K$  wird durch den Schätzkoeffizienten  $A_1$  gegeben:

$$(33) \quad b_K = A_1 .$$

Für den langfristigen Modellkoeffizienten  $b_T$  erhält man

$$(34) \quad b_T = A_1 + \frac{A_2}{b_t} .$$

Der Koeffizient  $b_t$  kann gemäß den Gleichungen (26) und (28) geschätzt werden:

$$(35) \quad Y_t = a_t + b_t t + Y_{K,t}$$

bzw.

$$(36) \quad Y_t = B_0 + B_1 t + u_t .$$

In Gleichung (36) entsprechen die Restschwankungen  $u_t$  den Abweichungen des Einkommens von seiner trendmäßigen Entwicklung.

Man erhält dann für  $b_T$ :

$$(37) \quad b_T = A_1 + \frac{A_2}{B_1} .$$

Mit den Gleichungen (33) und (37) sind die Koeffizienten aus den Schätzfunktionen eindeutig bestimmbar. Bei ihrer Interpretation kann davon ausgegangen werden, daß  $b_t$  positiv ist, da das Private Verfügbare Einkommen in der Beobachtungsperiode ständig gestiegen ist<sup>64</sup>. Der in der Regressions-

<sup>64</sup> Vgl. auch Funktion (39).

funktion (33) geschätzte Koeffizient  $A_2$  bei der Trendvariablen setzt sich nach den Gleichungen (33) und (34) folgendermaßen zusammen:

$$(38) \quad A_2 = b_t (b_T - b_K) .$$

Je nach der Größe von  $A_2$  sind verschiedene Konstellationen der Koeffizienten  $b_T$  und  $b_K$  möglich:

- Ist  $A_2 = 0$  (nicht signifikant von Null verschieden), dann besteht kein Unterschied zwischen lang- und kurzfristigem Verhalten.
- Ist  $A_2 > 0$ , dann ist der langfristige Koeffizient  $b_T$  immer größer als der kurzfristige Koeffizient  $b_K$  (nicht absolut größer). Verschiedene Vorzeichen bei den Koeffizienten sind möglich.
- Ist  $A_2 < 0$ , dann ist  $b_T$  immer kleiner als  $b_K$ . Auch in diesem Fall sind verschiedene Vorzeichen bei den Modellkoeffizienten möglich.

Beim empirischen Test dieses Modells wird zweckmäßigerweise zunächst der Trend in der erklärenden Variablen Einkommen überprüft. Danach können für die einzelnen Ausgabearten Trendfunktionen berechnet werden. Zuletzt werden die eigentlichen Modellkoeffizienten berechnet und interpretiert.

### 2.2.2.3. Die empirischen Ergebnisse

Das zuvor diskutierte Modell setzt voraus, daß in der erklärenden Variablen – hier dem Einkommen – ein linearer Trend vorliegt. Die Berechnungen für das Private Verfügbare Einkommen ergaben die folgende empirische Funktion:

$$(39) \quad Y_t = 1\,740,79 + 176,49 t \quad R^2 = 0,990 \\ (41,1) \quad V = 0,02 \\ DW = 0,78$$

Der Regressionskoeffizient ist darin mit hoher Sicherheitswahrscheinlichkeit (über 99,9 vH) gegen die Nullhypothese abgesichert. Damit ist die Annahme, daß in der Einkommensentwicklung ein Trend vorliegt, bestätigt. Der niedrige Durbin-Watson-Koeffizient zeigt, daß die Abweichungen des Einkommens vom Trend eine systematische Komponente haben. Durchrechnungen mit alternativen Kurvenformen ergaben keine Erhöhung des Durbin-Watson-Koeffizienten, so daß die Fehlspezifikation des Modells auf die Variablen zurückgeführt werden kann. Eine weitere Untersuchung dieses Sachverhalts kommt aber im Rahmen dieser Arbeit nicht in Betracht, da das Einkommen als exogene Variable berücksichtigt wird.

Die zweite Voraussetzung dieses Trendmodells besagt, daß die Nachfrage nach den einzelnen Ausgabearten trendmäßigen Entwicklungen unterliegen

muß. Um dies zu prüfen, wurde die folgende lineare Trendfunktion für alle Ausgabearten geschätzt:

$$(40) \quad q_{i,t} = C_0 + C_1 t + u_t ; \quad i = 1, 2 \dots, 55 .$$

Bei einer Absicherung des Koeffizienten  $C_1$  mit 95 vH Sicherheitswahrscheinlichkeit gegen Null wurde die Trendhypothese als bestätigt angesehen. Die Funktionen die diesem Kriterium genügen, sind in der Tabelle A2 zusammengestellt<sup>65</sup>.

Für nahezu alle Ausgabearten konnten gesicherte Trendkoeffizienten errechnet werden. Nur bei „Speisefetten, -ölen“ (6), „Kohlen, sonstigen festen Brennstoffen“ (25) und „Dienstleistungen für die Haushaltsführung“ (32) mußte die Trendhypothese zurückgewiesen werden, da die Koeffizienten nicht abgesichert waren. Bei diesen Ausgabearten handelt es sich um geringwertige Güter, die mit steigendem Einkommen durch höherwertige Güter substituiert werden. Bei den Ausgabearten, für die die Trendhypothese akzeptiert wurde, hatte mit Ausnahme der Nachfrage nach Kartoffeln der Trendkoeffizient ein positives Vorzeichen.

Die reale Nachfrage nach diesen Gütern hat also in der Reverenzperiode 1950 bis 1967 zugenommen. Nicht zuletzt scheint dies auf die Zusammensetzung der hier untersuchten Gütergruppen zurückzuführen zu sein, in denen teilweise relativ heterogene Güter zusammengefaßt sind.

Da die wesentlichen Voraussetzungen des oben diskutierten Trendmodells erfüllt sind, wird nun Gleichung (30) geschätzt:

$$(30) \quad q_{i,t} = A_0 + A_1 Y_t + A_2 t + u_t .$$

Die berechneten Regressionsfunktionen wurden zunächst nach statistischen Prüfmaßen ausgewählt. Dazu wurden das Bestimmtheitsmaß  $R^2$ , das mit 99 vH Sicherheitswahrscheinlichkeit gegen Null abgesichert sein sollte, und die  $t$ -Werte der Regressionskoeffizienten ( $t \geq 1$ ) herangezogen. Der relativ niedrige  $t$ -Wert wurde deshalb gewählt, weil zwischen den erklärenden Variablen  $Y_t$  und  $t$  eine hohe Korrelation besteht, die die geschätzten Koeffizienten wesentlich ungesicherter macht<sup>66</sup>.

Der Durbin-Watson-Koeffizient und der Variationskoeffizient wurden in diesem Stadium der Auswahl noch nicht berücksichtigt. Zunächst sollte geprüft werden, ob die lang- und kurzfristigen Koeffizienten  $b_T$  bzw.  $b_K$  signifikant sind.

Von den 56 getesteten Ausgabearten konnten für 24 Gütergruppen die geschätzten Funktionen akzeptiert werden. Die Ergebnisse sind in Tabelle A2 ausgewiesen.

<sup>65</sup> Die Veröffentlichung der einfachen Trendfunktionen verfolgt auch den Zweck, daß eventuell mit den „ökonomischen“ Funktionen vorgenommene Prognosen mit einfachen Trendextrapolationen verglichen werden können.

<sup>66</sup> Vgl. J. Johnston, S. 202.



Aus den so geschätzten Regressionskoeffizienten wurden die Modellparameter  $b_T$  und  $b_K$  nach den Gleichungen (33) und (37) berechnet und in Tabelle 4 ausgewiesen.

Für zehn Ausgabearten war der kurzfristige Reaktionskoeffizient  $b_K$  negativ; d. h. bei einer vom Trend abweichenden Einkommenserhöhung wird die Nachfrage nach diesen Ausgabearten tendenziell sinken. Der Koeffizient  $b_T$ , der den Trendeinfluß angibt, war dagegen positiv. Bei diesen Ausgabearten handelt es sich um hochwertige und für die Lebensführung wichtige Güter, deren längerfristige Nachfrage stark steigt. Diese sich in den Koeffizienten widerspiegelnden Verhaltensweisen der Konsumenten können möglicherweise folgendermaßen interpretiert werden:

**Tabelle 4: Strukturkoeffizienten ausgewählter Ausgabearten nach dem statischen Modell mit expliziter Trendvariable, 1950 - 1967 (Bundesgebiet)**

Ausgabeart <sup>a)</sup>	Strukturkoeffizienten <sup>b)</sup>	
	$b_T$	$b_K$
1	0,05610	0,08208
3	0,00775	0,01683
5	0,00924	0,01939
7	0,00705	0,05029
13	0,14554	0,22642
16	0,05917	0,02294
17	0,09416	0,04040
18	0,03105	0,04187
20	0,01872	0,00942
22	0,08518	-0,08474
23	0,01905	-0,03298
27	0,04024	-0,04597
31	0,00410	-0,00601
32	0,00106	0,05329
33	0,01776	-0,01340
35	0,11042	0,06958
37	0,03010	-0,05237
38	0,01985	-0,01502
39	0,00838	0,03910
40	0,00911	-0,02210
48	0,01550	0,00721
49	0,00250	-0,00465
51	0,00569	-0,00739
53	0,01450	0,00600

a) Vgl. Tabelle A 1. – b) Die Strukturkoeffizienten wurden nach den Gleichungen (33) bzw. (37) berechnet.

Die Konsumenten planen wichtige Ausgaben wie Mieten, Stromverbrauch, Kraftstoffverbrauch u. ä. im Rahmen ihrer Vorstellungen vom Lebensstandard langfristig und finanzieren diese Ausgaben mit den von ihnen antizipierten sicheren Einkommenserhöhungen (nämlich längs des Trends). Nicht vorhergesehene Einkommensänderungen – nämlich Abweichungen vom Trend – werden für persönlichen Bedarf u. ä. verwendet. So sehen wir, daß positive kurzfristige Reaktionskoeffizienten nur für solche Ausgabearten ermittelt wurden, die entweder in den Bereich Nahrungs- und Genußmittel fallen, oder aber unmittelbar der Befriedigung speziell persönlicher Bedürfnisse – wie etwa Schuhe, sonstige Waren für Bildungs- und Unterhaltungszwecke, persönliche Ausstattung – dienen.

Zusammenfassend könnte dieses Konsumentenverhalten folgendermaßen charakterisiert werden:

- Die Konsumenten antizipieren die trendmäßige Entwicklung des Einkommens und erkennen damit Abweichungen vom Trend als vorübergehend.
- Die Nachfrage nach dauerhaften und für die Erhöhung des Lebensstandards wichtigen Gütern wird langfristig geplant und entsprechend dem trendmäßigen Einkommen finanziert.
- Unvorhergesehene Einkommenserhöhungen werden weitgehend zur Deckung des persönlichen Bedarfs verwendet.

Unter den oben gemachten Auswahlkriterien konnten für das hier diskutierte statische Modell mit expliziter Trendvariablen für einige Ausgabearten ökonomisch sinnvolle kurz- und langfristige Koeffizienten geschätzt werden. Allerdings muß betont werden, daß die ökonomischen Hypothesen so schwach formuliert sind, daß die Ergebnisse eine Vielzahl von Interpretationen zulassen.

Trifft man die Auswahl der Regressionsfunktionen zusätzlich unter Berücksichtigung der Durbin-Watson-Statistik und der Variationskoeffizienten ( $V < 0,1$ ), dann müssen die getesteten Funktionen für fast alle Gütergruppen zurückgewiesen werden. Lediglich für die Ausgabearten Eier (3), Schuhe (20), Tapeten u. ä. (31), übrige Waren und Dienstleistungen für die Haushaltsführung (35) und sonstige Waren für Bildungs- und Unterhaltungszwecke (48) sind die Funktionen weiterhin signifikant. Die niedrigen Werte des Durbin-Watson-Koeffizienten zeigen, daß das Modell nicht ausreichend spezifiziert ist.

Ein weiterer Mangel des Trendmodells ist die zwangsläufige Interkorrelation der erklärenden Variablen  $Y$  und  $t$  in der zu schätzenden Regressionsfunktion (30)<sup>67</sup>. Dadurch tritt das Identifikationsproblem auf, und die geschätzten Koeffizienten werden wesentlich ungesicherter.

---

<sup>67</sup> Vgl. Funktion (39).

Für den weiteren Verlauf der Arbeit bietet es sich daher an, die ökonomischen Hypothesen, in denen Unterschiede zwischen kurz- und langfristigen Aspekten im Konsumentenverhalten gemacht werden, stärker herauszuarbeiten und möglicherweise die Regressionsgleichungen für die Schätzungen adäquater zu formulieren.

## 2.3. Dynamische Nachfragemodelle

### 2.3.1. Das Problem

Häufig werden in ökonomischen Verhaltensgleichungen dynamische Beziehungen – die verursachenden Größen gehören einer anderen Periode an als die daraus resultierenden Wirkungen – unterstellt. Das Auftreten solcher Wirkungsverzögerungen (Lags) hängt von der Periodisierung der Daten ab; sie werden um so wahrscheinlicher, je kürzer die untersuchten Perioden sind<sup>68</sup>. In Analysen, in denen Monats- oder Vierteljahresdaten verwendet werden, ist es nahezu unumgänglich, dynamische Beziehungen anzunehmen. Aber auch bei der Verwendung von Jahresdaten werden häufig zeitverzögerte Zusammenhänge festgestellt.

Dynamische Beziehungen zwischen ökonomischen Variablen können in vielfältiger Form auftreten<sup>69</sup>. Bei makroökonomischen Verhaltensgleichungen kann nicht erwartet werden, daß die Reaktion, die durch eine einmalige Änderung der exogenen Variablen bewirkt wird, zu einem bestimmten Zeitpunkt eintritt. Vielmehr wird sich die endogene Variable allmählich an ein neues Gleichgewicht anpassen, d. h. die Wirkung verteilt sich über einen längeren Zeitraum<sup>70</sup>. Eine solche Zeitverzögerung zwischen Wirkung und Ursache wird Distributed Lag genannt.

Die spezielle Nachfragefunktion, in die nur das Einkommen als erklärende Variable eingeht, kann dann folgendermaßen formuliert werden:

$$(41) \quad q_{i,t} = f_i(Y_t, Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots) .$$

In (41) hängt die Nachfrage  $q$  nach dem Gut  $i$  vom Einkommen der laufenden Periode und dem der Vorperioden ab. Die Länge der Reaktionszeit wird im allgemeinen endlich sein.

Wird (41) durch eine lineare Funktion approximiert, dann erhält man

$$(42) \quad q_{i,t} = b + a_0 Y_t + a_1 Y_{t-1} + \dots$$

bzw.

$$(43) \quad q_{i,t} = b + \sum_{j=0}^n a_j Y_{t-j} .$$

<sup>68</sup> Vgl. G. A. Aschinger, Der Lag und seine Anwendung in ökonomischen Systemen. „Zeitschrift für die Gesamte Staatswissenschaft“, Tübingen, Bd. 128 (1972), S. 393 ff.

<sup>69</sup> E. Malinvaud, Statistical Methods . . . , S. 473.

<sup>70</sup> Ebenda.

Die Koeffizienten  $a_j$  können als Reaktionskoeffizienten zwischen  $q_t$  und  $Y_{t-j}$  interpretiert werden<sup>71</sup>.  $a_0$  gibt dann die Reaktion in der ersten Periode und  $\sum_{j=0}^n a_j$  die Gesamtreaktion an<sup>72</sup>.

Die Existenz von Distributed-Lag-Beziehungen zwischen ökonomischen Variablen kann verschiedene Ursachen haben. Koyck klassifiziert sie in<sup>73</sup>:

- Objektive Gründe
  - a) technologische
  - b) institutionelle
- Subjektive Gründe.

Für Nachfragefunktionen können technologische Ursachen, die eine sofortige Anpassung an geänderte Datenkonstellationen verhindern, weitgehend auf die physische Lebensdauer einzelner Güter zurückgeführt werden. Institutionelle Ursachen zeitlicher Verzögerungen sind Abmachungen und Verträge, die erst nach Ablauf oder Kündigung Anpassungen ermöglichen. Für das Konsumentenverhalten muß subjektiven Gründen das Schwergewicht zugemessen werden. Sich allmählich ändernde Gewohnheiten und geringe Markttransparenz spielen ebenso eine Rolle wie unsichere Erwartungen über Dauer und weitere Entwicklung ökonomischer und außerökonomischer Variablen.

So plausibel die Hypothese zeitverzögerter Reaktionen auch ist, so ist die ökonomische Theorie doch noch nicht in der Lage, eine geschlossene dynamische Theorie des ökonomischen Verhaltens anzubieten<sup>74</sup>. Gleichwohl sind in den letzten Jahren eine Fülle empirischer Analysen vorgelegt worden, in denen versucht wurde, die Hypothese eines Distributed Lag und andere dynamische Aspekte im Verhalten der Wirtschaftssubjekte zu belegen. Für die Bedeutung dieser Hypothese spricht auch, daß Distributed Lags in allen Bereichen der ökonomischen Theorie Eingang gefunden haben.

---

<sup>71</sup> Vgl. K. F. Wallis, Some Recent Developments in Applied Econometrics: Dynamic Models and Simultaneous Systems. „Journal of Economic Literature“, Menasha (Wisc.), Vol. VII (1969) (im weiteren zitiert: K. F. Wallis, Some Recent Developments . . .), S. 772.

<sup>72</sup> Eine andere Interpretation der Funktion (42) geben z. B. Jorgenson bzw. Griliches, die die Koeffizienten unter bestimmten Restriktionen einer Wahrscheinlichkeitsverteilung einer nichtnegativen, ganzzahligen Zufallsvariablen zuordnen. (D. W. Jorgenson, Rational Distributed Lag Functions, S. 135, und Z. Griliches, Distributed Lags: A Survey. „Econometrica“, Vol. 35 (1967) (im weiteren zitiert: Z. Griliches, Distributed Lags . . .), S. 18 ff.)

<sup>73</sup> L. Koyck, S. 6. – Vgl. auch M. Nerlove, Distributed Lags . . . , S. 1 ff.

<sup>74</sup> M. Nerlove, Lags in Economic Behavior. „Econometrica“, Vol. 40 (1972) (im weiteren zitiert: M. Nerlove, Lags . . .), S. 222: „Dynamic economics is still, in large part a thing of the future, but we are a good deal closer to an econometrically relevant theory of dynamic economic behavior than we were in Schultz's day.“

So wurden beispielsweise dynamische Konsumfunktionen von Brown<sup>75</sup>, Friedman<sup>76</sup>, Zellner<sup>77</sup>, von Griliches, Maddala, Lucas und Wallace<sup>78</sup>, von Zellner, Huang und Chau<sup>79</sup> und für die Bundesrepublik Deutschland von Gehring<sup>80</sup>, Schweinitz<sup>81</sup> und Rau<sup>82</sup> entwickelt.

Nachfragefunktionen für den disaggregierten Privaten Verbrauch konnten von Houthakker und Taylor<sup>83</sup>, von Heien<sup>84</sup> und speziell für die Nachfrage nach dauerhaften Konsumgütern von Stone und Rowe<sup>85</sup> und von Wu<sup>86</sup> geschätzt werden. Zur Untersuchung der Automobilnachfrage wurden Distributed-Lag-Funktionen von Chow<sup>87</sup>, Nerlove<sup>88</sup>, Huang<sup>89</sup>, Leibert<sup>90</sup> und Rau<sup>91</sup> berechnet.

Neben der Untersuchung der Konsumnachfrage galt dem Investitionsverhalten der Unternehmer das besondere Interesse in dynamischen Untersuchungen. Eisner<sup>92</sup>, Diamond<sup>93</sup>, de Leeuw<sup>94</sup>, Greenberg<sup>95</sup>, Griliches und

---

75 T. M. Brown, Habit Persistence and Lags in Consumer Behavior. „Econometrica“, Vol. 20 (1952), S. 355 - 371.

76 M. Friedman, A Theory of the Consumption Function. Princeton 1957.

77 A. Zellner, The Short-Run Consumption Function. „Econometrica“, Vol. 25 (1957), S. 552 - 566.

78 Z. Griliches, G. S. Maddala, R. Lucas und N. Wallace, Notes on Estimated Aggregate Quarterly Consumption Functions. „Econometrica“, Vol. 30 (1962), S. 491 - 500.

79 A. Zellner, D. S. Huang und L. C. Chau, Further Analysis of the Short-Run Consumption Function with Emphasis on the Role of Liquid Assets. „Econometrica“, Vol. 33 (1965), S. 571 - 581.

80 G. Gehring, Eine ökonomische Analyse des Konsums von 1925 bis 1938 und 1950 bis 1957. (Schriftenreihe des Ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung, Nr. 52.) Berlin, München 1962.

81 H. v. Schweinitz, Die Konsumfunktion. In: Die Konsum- und Investitionsfunktion. Untersuchungen für die Bundesrepublik Deutschland. (Forschungsberichte des Landes Nordrhein-Westfalen, hrsg. von L. Brandt, Nr. 1024.) Köln, Opladen 1962, S. 257 - 410.

82 R. Rau, Eine kurzfristige Konsumfunktion . . . , S. 125 - 137.

83 H. S. Houthakker und L. D. Taylor.

84 D. M. Heien, Income and Price Lags in Consumer-Demand Analysis. „Journal of the Royal Statistical Society“, Vol. 132 Series B (1969), S. 265 - 271.

85 R. Stone und A. D. Rowe, The Market Demand . . . , S. 423 - 433. — Dieselben, The Durability . . . , S. 407 - 416

86 D. M. Wu, An Empirical Analysis of Household Durable Goods Expenditure. „Econometrica“, Vol. 33 (1965), S. 761 - 780.

87 G. C. Chow, Demand for Automobiles in the United States. Amsterdam 1957.

88 M. Nerlove, A Note on Long-Run Automobile Demand. „The Journal of Marketing“, Chicago, Vol. 22 (1957), S. 57 - 64.

89 D. S. Huang, Discrete Stock Adjustment; The Case of Demand for Automobiles. „International Economic Review“, Tokio, Vol. 5 (1964), S. 46 - 62.

90 B. Leibert, Die Nachfrage nach Personenkraftwagen in der Bundesrepublik Deutschland. (Kieler Studien, Heft 60.) Tübingen 1962.

91 R. Rau, Das Stone-Rowe-Abschreibungsmodell. Ein Falsifizierungsversuch anhand der PKW-Nachfrage. „Mitteilungen des Rheinisch-Westfälischen Instituts für Wirtschaftsforschung“, Jg. 23 (1972), S. 221 - 230.

92 R. Eisner, A Distributed Lag Investment Function. „Econometrica“, Vol. 28 (1960), S. 1 - 29. — Derselbe, A Permanent Income Theory for Investment: Some Empirical Explorations. „The American Economic Review“, Evanston (Ill.), Vol. 57 (1967), S. 363 - 390.

93 J. J. Diamond, Further Development of a Distributed Lag Investment Function. „Econometrica“, Vol. 30 (1962), S. 788 - 800.

Wallace<sup>96</sup>, Shirley Almon<sup>97</sup> und insbesondere Jorgenson<sup>98</sup> haben in ihren Analysen erfolgreich mit Distributed-Lag-Funktionen gearbeitet.

Aber auch geldtheoretischen Fragestellungen wurde in dynamischen Analysen große Aufmerksamkeit geschenkt. Hier seien die Arbeiten von Chow<sup>99</sup> und von Taylor und Newhouse<sup>100</sup> zur Untersuchung der Geldnachfrage, von Tobin und Swan<sup>101</sup> zur Analyse der Nachfrage nach finanziellen Aktiva sowie von Hester und Pierce<sup>102</sup> und Russel<sup>103</sup> für Portfolio-Analysen im Bankensektor genannt.

Als letztes sollen schließlich noch die Analysen der kurzfristigen internationalen Kapitalbewegungen von Branson<sup>104</sup> und Arndt<sup>105</sup> erwähnt werden.

Dieser kurze Überblick über die Verwendung von Distributed-Lag-Funktionen zur Analyse ökonomischer Zusammenhänge, der keinesfalls einen Anspruch auf Vollständigkeit erhebt, mag als Hinweis für die Bedeutung dieser Hypothese in der empirischen Wirtschaftsforschung genügen.

Bei der Verwendung von Distributed-Lag-Funktionen treten jedoch erhebliche Schätzschwierigkeiten auf. Bei der üblichen Methode der multiplen Regressionsrechnung kann nur eine begrenzte Zahl von Variablen einbezogen werden, die letztlich von der Zahl der Beobachtungswerte abhängt. Daher können zur Schätzung der Nachfragegleichung (41) nur wenige  $Y_{t-j}$  in der Regressionsrechnung berücksichtigt werden. Die Zahl der exogenen Variablen wird auch dadurch eingeschränkt, daß häufig zwischen den zeitverzögerten  $Y$ -Reihen eine hohe Korrelation besteht, so daß die Standardfehler der geschätzten Koeffizienten schon bei wenigen  $Y_{t-j}$ -Reihen relativ groß und die Koeffizienten ungesichert werden.

<sup>94</sup> F. de Leeuw, S. 407 - 423.

<sup>95</sup> E. Greenberg, A Stock-Adjustment Investment Model. „Econometrica“, Vol. 32 (1964), S. 339 - 357.

<sup>96</sup> Z. Griliches und N. Wallace, The Determinants of Investment Revisited. „The International Economic Review“, Vol. 6 (1965), S. 311 - 329.

<sup>97</sup> S. Almon, The Distributed Lag Between Capital Appropriations and Expenditures. „Econometrica“, Vol. 33 (1965), S. 178 - 196.

<sup>98</sup> D. W. Jorgenson, Anticipations and Investment Behavior. In: The Brookings Quarterly Econometric Model of the United States. Hrsg. von J. S. Duesenberry, G. Fromm, L. R. Klein, E. Kuh. Chicago 1965, S. 35 - 94.

<sup>99</sup> G. C. Chow, On the Long-Run and Short-Run Demand for Money. „The Journal of Political Economy“, Chicago, Vol. 74 (1966), S. 111 - 131. — Derselbe, Long-Run and Short-Run Demand for Money: Reply and Further Note. „The Journal of Political Economy“, Vol. 76 (1968), S. 1240 - 1243.

<sup>100</sup> L. D. Taylor und J. P. Newhouse, On the Long-Run and Short-Run Demand for Money. „The Journal of Political Economy“, Vol. 77 (1969), S. 851 - 856.

<sup>101</sup> J. Tobin und C. Swan, Monetary Theory, Money and Permanent Income: Some Empirical Tests. „The American Economic Review“, Vol. 59 (1969), S. 285 - 295.

<sup>102</sup> D. Hester und J. Pierce, Cross-Section Analysis and Bank Dynamics. „The Journal of Political Economy“, Vol. 76 (1968), S. 755 - 776.

<sup>103</sup> W. R. Russel, An Investigation of Commercial Banks' Aggregate Portfolio Adjustments. „The International Economic Review“, Vol. 10 (1969), S. 266 - 290.

<sup>104</sup> W. H. Branson, Financial Capital Flows in the U.S. Balance of Payments. Amsterdam 1968.

<sup>105</sup> S. W. Arndt, International Short Term Capital Movements: A Distributed Lag Model of Speculation in Foreign Exchange. „Econometrica“, Vol. 36 (1968), S. 59 - 60.

Unter Berücksichtigung dieser Schwierigkeiten wurden Schätzungen von Distributed-Lag-Funktionen so durchgeführt, daß die Rechnung wiederholt und jeweils eine weitere zeitverzögerte erklärende Variable hinzugefügt wurde<sup>106</sup>. Sie wurden dann abgebrochen, wenn die geschätzten Koeffizienten entweder unplausibel, oder die berechneten Standardfehler der Koeffizienten zu groß wurden<sup>107</sup>. Die Nachteile dieser Methode sind offensichtlich. Die Regressionsrechnungen müssen abgebrochen werden, weil die Koeffizienten nicht mehr sicher geschätzt werden können, und nicht, weil die eigentlichen ökonomischen Lag Beziehungen erschöpft sind.

Die Probleme, die durch die Vielzahl der zu schätzenden Parameter entstehen, können eingeschränkt werden, wenn vorab bestimmte Annahmen über ihre Verteilung gemacht werden. Dadurch wird es möglich, daß nur einige spezifische Parameter, die diese Verteilung bestimmen, geschätzt werden müssen<sup>108</sup>. Dies ist besonders dann günstig, wenn es bestimmte a priori-Vorstellungen über die Struktur des Lag gibt<sup>109</sup>.

So ging I. Fisher bereits 1937 davon aus, daß die Verteilung der Koeffizienten durch eine arithmetisch-lineare Reihe approximiert werden kann<sup>110</sup>. Aber erst die grundlegende Arbeit von Koyck eröffnete den Distributed Lag Modellen ein weites Anwendungsfeld<sup>111</sup>. In dieser Arbeit ging Koyck davon aus, daß die Verteilung der Koeffizienten bei den  $Y_{t-j}$  von einem noch zu bestimmenden Zeitpunkt an einer abnehmenden geometrischen Reihe folgt. Durch Umformungen kann die Zahl der zu schätzenden Koeffizienten dadurch erheblich vermindert werden. Solow<sup>112</sup> erweiterte das Koyck-Modell, in dem er die abnehmende geometrische Lag-Verteilung durch die allgemeinere Pascal-Verteilung ersetzte. Eine Erweiterung dieses Modells wird von Jorgenson vorgeschlagen, der gebrochene rationale Funktionen zur Approximation der Lag-Verteilung benutzt<sup>113</sup>.

Allerdings treten auch in diesen Modellen erhebliche Schätzschwierigkeiten auf, die teilweise später noch diskutiert werden sollen.

Eine weitere Möglichkeit, dynamische Beziehungen in den Schätzmodellen zu berücksichtigen, besteht darin, ergänzende ökonomische Hypothesen zur allgemeinen Nachfragefunktion einzuführen, so daß die reduzierten Schätzfunktionen implizit Distributed Lags enthalten. So führte Nerlove beispielsweise Hypothesen über Erwartungsgrößen und Anpassungsvorgänge ein<sup>114</sup>.

<sup>106</sup> Vgl. z. B. F. F. Alt, Distributed Lags. „Econometrica“, Vol. 10 (1942), S. 113 - 128.

<sup>107</sup> Ebenda, S. 116.

<sup>108</sup> Vgl. K. F. Wallis, Some Recent Developments . . . , S. 772.

<sup>109</sup> E. Malinvaud, Statistical Methods . . . , S. 474.

<sup>110</sup> I. Fisher, Note on a Short-Cut Method for Calculating Distributed Lags. „Bulletin of the International Statistical Institute“, Le Haye, Vol. 29 (1937), S. 323 - 327.

<sup>111</sup> L. Koyck, S. 19 ff.

<sup>112</sup> R. Solow, S. 393 - 406.

<sup>113</sup> D. W. Jorgenson, Rational Distributed . . . , S. 135 - 149.

<sup>114</sup> M. Nerlove, Distributed Lags . . .

Stone und Rowe ergänzten die allgemeine Nachfragefunktion durch die Hypothese, daß langlebige Güter nicht unmittelbar verbraucht, sondern längerfristig abgeschrieben werden<sup>115</sup>. Houthakker und Taylor verallgemeinerten diese Annahme, so daß das Modell auch für die Nachfrage nach Verbrauchsgütern anzuwenden ist<sup>116</sup>. Allerdings kommt es auch in diesen Modellen teilweise zu erheblichen Schätzschwierigkeiten.

Zusammenfassend können die in der Literatur vorliegenden dynamischen Modelle in drei Gruppen eingeteilt werden<sup>117</sup>:

- Modelle, in denen keine Annahmen über die zeitliche Verteilung der Koeffizienten bei zeitverzögerten exogenen Variablen gemacht werden (z. B. Alt, Tinbergen<sup>118</sup>);
- Modelle, in denen eine zeitliche Verteilung der Koeffizienten vorgegeben wird und die charakteristischen Parameter dieser Verteilung geschätzt werden (z. B. Fisher, Koyck, Solow, Jorgenson);
- Modelle, die aufgrund ergänzender ökonomischer Hypothesen zu Schätzfunktionen führen, in denen implizit Distributed Lags enthalten sind (z. B. Nerlove, Stone und Rowe, Houthakker und Taylor).

Die Modelle der ersten Gruppe erlangten kaum Bedeutung, da die Schätzschwierigkeiten zu groß sind. Sie werden daher in dieser Arbeit nicht weiter berücksichtigt.

Dagegen sind die Modelle, in denen bestimmte Verteilungen für die zu schätzenden Koeffizienten vorgegeben werden, für die theoretische Diskussion von großem Interesse. Daher wird die grundlegende Arbeit von Koyck in dieser Untersuchung ausführlich diskutiert und getestet. Auf die Anwendung der von Solow und Jorgenson erweiterten Modelle hingegen wird hier verzichtet, da die Modelle des dritten Typs ökonomisch anspruchsvoller sind und dem Theorieanspruch empirischer Arbeiten eher entsprechen. Unter diesem Gesichtspunkt werden Nerloves Anpassungsmodell und das für die USA so erfolgreiche Houthakker-Taylor-Modell in die Analyse einbezogen. Das Stone-Rowe-Modell wird nicht berücksichtigt, da es als Spezialfall des Houthakker-Taylor-Modells für die Nachfrage nach dauerhaften Gütern aufgefaßt werden kann.

### 2.3.2. Das Koyck-Modell

Die grundlegende Arbeit von Koyck soll in diesem Abschnitt ausführlich diskutiert und empirisch getestet werden. Die geschätzten Parameter und die

---

<sup>115</sup> R. Stone und A. D. Rowe, *The Market Demand . . .*, S. 432 ff. – Dieselben, *The Durability . . .*, S. 407 ff.

<sup>116</sup> H. S. Houthakker und L. D. Taylor.

<sup>117</sup> M. Nerlove, *Distributed Lags . . .*, S. 7.

<sup>118</sup> J. Tinbergen, *Long-Term Foreign Trade Elasticities*. „*Metroeconomica*“, Bologna - Triest, Vol. 1 (1949), S. 174 - 185.



daraus berechneten Elastizitäten sollen dann mit den Ergebnissen aus den statischen Modellen verglichen werden. Ferner werden die geschätzten Distributed Lags unter dem Gesichtspunkt der ökonomischen Plausibilität beurteilt.

### 2.3.2.1. Das theoretische Modell

#### (1) Die Ableitung der Schätzfunktion

Koyck geht in seinem Modell von einer linear approximierten dynamischen Nachfragefunktion aus, die der Gleichung (41) entspricht<sup>119</sup>:

$$(44) \quad q_{i,t} = a + b_0 Y_t + b_1 Y_{t-1} + \dots + b_n Y_{t-n} + u_t$$

bzw.

$$(45) \quad q_{i,t} = a + \sum_{j=0}^n b_j Y_{t-j} + u_t .$$

Die Koeffizienten  $b_j$  geben den Einfluß der exogenen Variablen  $Y_{t-j}$  auf  $q_{i,t}$  an. Es wird im allgemeinen nicht der Realität widersprechen, wenn angenommen wird, daß der Einfluß der zeitverzögerten exogenen Variablen von einem bestimmten Zeitpunkt  $t - k$  an abnimmt und damit die Koeffizienten  $b_k$  kleiner werden.

Koyck führt nun die Hypothese ein, daß sich die Koeffizienten  $b_{k+m}$  ( $m \in N_0$ ) durch eine geometrische Reihe mit dem Quotienten ( $\lambda < |1|$ ) approximieren lassen<sup>120</sup>. Diese Annahme impliziert, daß die Koeffizienten  $b_j$  vom Zeitpunkt  $t - k$  an in konstanten Proportionen abnehmen<sup>121</sup>. Man erhält für  $b_{k+m}$

$$(46) \quad b_{k+m} = \lambda \cdot b_{k+m-1} ; m \in N_0 \text{ und } 0 \leq \lambda < 1 .$$

Die Hypothese (46) kann nun in die Gleichung (44) eingeführt werden:

$$(47) \quad q_{i,t} = a + b_0 Y_t + b_1 Y_{t-1} + \dots + b_k Y_{t-k} \\ + b_k \lambda Y_{t-k-1} + b_k \lambda^2 Y_{t-k-2} + \dots + u_t .$$

Die Gleichung (47) kann nun durch eine einfache Umformung (Koyck-Transformation) erheblich vereinfacht werden<sup>122</sup>. Man multipliziert die um eine Zeitperiode verzögerte Gleichung (47) mit  $\lambda$  und zieht sie von der Ursprungsgleichung ab:

$$(48) \quad q_{i,t} - \lambda q_{i,t-1} = a - \lambda a + b_0 Y_t + (b_1 - \lambda b_0) Y_{t-1} \\ + (b_2 - \lambda b_1) Y_{t-2} + \dots + (b_k - \lambda b_{k-1}) Y_{t-k} + u_t - \lambda u_{t-1} .$$

<sup>119</sup> Vgl. im weiteren L. Koyck, S. 19 - 25 und 32 - 35. – H. Gollnick, Einführung . . . , S. 136 ff.

<sup>120</sup> L. Koyck, S. 19.

<sup>121</sup> Die geometrische Reihe ist dadurch definiert, daß die Division zweier aufeinanderfolgender Glieder eine Konstante  $\neq 0$  ergibt.

<sup>122</sup> Vgl. auch H. Gollnick, Einführung . . . , S. 136 - 138.

Gleichung (48) wird dann nach  $q_{i,t}$  aufgelöst:

$$(49) \quad q_{i,t} = (1 - \lambda) a + b_0 Y_t + (b_1 - \lambda b_0) Y_{t-1} + \dots \\ + (b_k - \lambda b_{k-1}) Y_{t-k} + \lambda q_{i,t-1} + u_t - \lambda u_{t-1} .$$

In der Gleichung (49) sind  $k + 3$  Koeffizienten zu schätzen. Damit haben sich der Rechenaufwand ebenso wie die Schätzprobleme, die durch die Multikollinearität verursacht werden, gegenüber den Funktionen (44) bzw. (47) erheblich vermindert. Allerdings muß in Funktion (49) noch der Zeitpunkt  $k$  vorgegeben werden, in dem die Approximation der Koeffizienten durch die unendliche abnehmende geometrische Reihe einsetzen soll.

Bei der Wahl des Zeitpunkts  $k$  muß berücksichtigt werden, daß durch jeden zusätzlich zu schätzenden Koeffizienten die statistischen Probleme erheblich vermehrt, andererseits aber die möglichen Lag-Strukturen durch frühes Einsetzen der Approximation beschränkt werden. Bei der Untersuchung der Konsumnachfrage auf der Basis von Jahresdaten kann angenommen werden, daß der Einfluß des Einkommens frühzeitig abnimmt, so daß es nicht zu restriktiv ist,  $k = 1$  bzw.  $k = 0$  zu setzen<sup>123</sup>. Im ersten Fall werden die Koeffizienten von  $t - 1$ , im zweiten Fall von  $t$  durch die geometrische Reihe approximiert.

Unter der Annahme, daß  $k = 1$  ist, wird (49) zu:

$$(50) \quad q_{i,t} = (1 - \lambda) a + b_0 Y_t + (b_1 - \lambda b_0) Y_{t-1} + \lambda q_{i,t-1} + u_t - \lambda u_{t-1} .$$

Die Gleichung (50) kann in der folgenden Form unmittelbar zur Regressionsrechnung benutzt werden:

$$(51) \quad q_{i,t} = A_0 + A_1 Y_t + A_2 Y_{t-1} + A_3 q_{i,t-1} + w_t .$$

Die eigentlichen Strukturkoeffizienten lassen sich aus (50) und (51) berechnen:

$$(52) \quad a = A_0 / (1 - A_3) \\ b_0 = A_1 \\ b_1 = A_2 + A_1 A_3 \\ \lambda = A_3 .$$

Für die Hypothese  $k = 0$  vereinfacht sich (49) zu:

$$(53) \quad q_{i,t} = (1 - \lambda) a + b_0 Y_t + \lambda q_{i,t-1} + u_t - \lambda u_{t-1}$$

bzw.

$$(54) \quad q_{i,t} = B_0 + B_1 Y_t + B_2 q_{i,t-1} + w_t .$$

<sup>123</sup> Koyck geht bei seiner Analyse der Investitionsausgaben davon aus, daß  $k = 1$  ist. L. Koyck, S. 77.

Aus den Gleichungen (53) und (54) können die Strukturparameter berechnet werden.

$$(55) \quad \begin{aligned} b_0 &= B_1 \\ \lambda &= B_2 \\ a &= B_0 / (1 - B_2) . \end{aligned}$$

Durch die Schätzfunktionen (50) bzw. (51) wird das Koyck-Modell unter den hier gemachten Annahmen charakterisiert. Die eigentlichen Modellparameter lassen sich unmittelbar aus den Regressionsgleichungen ableiten. Um die Flexibilität des Modells weiter zu untersuchen, soll nun geprüft werden, welche Konsequenzen sich aus der Einführung weiterer exogener Variablen in die dynamische Nachfragefunktion ergeben.

(2) Die Erweiterung des Modells durch die exogene Variable ‚Preise‘

Bei der Ableitung des Koyck-Modells wurde in der Gleichung (44) nur vom Einkommen als erklärender Variablen ausgegangen. Diese Restriktion soll nun aufgehoben werden und Gleichung (44) durch die Preise als weitere exogene Variable ergänzt werden.

Man erhält dann:

$$(56) \quad \begin{aligned} q_{i,t} &= a + b_0 Y_t + b_1 Y_{t-1} + \dots + b_n Y_{t-n} \\ &+ c_0 P_{i,t} + c_1 P_{i,t-1} + \dots + c_n P_{i,t-n} + u_t . \end{aligned}$$

In (56) wird angenommen, daß die Nachfrage nach dem Gut  $i$  nicht nur vom Einkommen, sondern auch von den Preisen der laufenden und denen der Vorperioden bestimmt wird.

Unter der Hypothese, daß die Koeffizienten  $b$  bzw.  $c$  vom Zeitpunkt  $k$  durch eine geometrische Reihe mit dem Quotienten  $\lambda$  approximiert werden können, ergibt sich

$$(57) \quad \begin{aligned} b_{k+m} &= \lambda b_{k+m-1} \\ c_{k+m} &= \lambda c_{k+m-1} . \end{aligned}$$

Bei analoger Ableitung zu dem oben diskutierten Modell erhält man für  $k = 1$ :

$$(58) \quad \begin{aligned} q_{i,t} &= (1 - \lambda) a + b_0 Y_t + (b_1 - b_0 \lambda) Y_{t-1} + c_0 P_{i,t} \\ &+ (c_1 - c_0 \lambda) P_{i,t-1} + \lambda q_{i,t-1} + u_t - \lambda u_{t-1} . \end{aligned}$$

Nimmt man an, daß  $k = 0$  ist, vereinfacht sich (58) zu:

$$(59) \quad q_{i,t} = (1 - \lambda) a + b_0 Y_t + c_0 P_{i,t} + \lambda q_{i,t-1} + u_t - \lambda u_{t-1} .$$

Die Funktionen (58) bzw. (59) können geschätzt und die Modellparameter eindeutig aus den Regressionskoeffizienten berechnet werden.

Führt man weitere erklärende Variable in die dynamische Nachfragegleichung (44) ein und bleibt bei der Hypothese der gleichen Lag-Verteilung der Koeffizienten für alle exogenen Variablen, so führt die Koyck-Transformation zu analogen Schätzgleichungen<sup>124</sup>. Allerdings ist die Hypothese der gleichen Lag-Verteilung der Koeffizienten bei verschiedenen erklärenden Variablen für die ökonomische Analyse sehr wirklichkeitsfremd.

Es bietet sich daher an, diese strenge Restriktion aufzuheben und unterschiedliche Lag-Verteilungen zuzulassen<sup>125</sup>. Unter dieser Hypothese wird die dynamische Nachfragefunktion (44) zu

$$(60) \quad q_{i,t} = \alpha + b_0 Y_t + \dots + b_k Y_{t-k} + b_k \lambda Y_{t-k-1} + \dots \\ + c_0 P_t + \dots + c_k P_{t-k} + c_k \beta P_{t-k-1} + \dots + u_t,$$

wobei  $\beta$  der Quotient der geometrischen Reihe ist, durch die die Verteilung des Koeffizienten  $c$  vom Zeitpunkt  $k$  an approximiert wird. Durch wiederholte Anwendung der Koyck-Transformation erhält man die Schätzfunktion

$$(61) \quad q_{i,t} = (1 - \lambda)(1 - \beta)\alpha + \sum_{j=0}^k [b_j - b_{j-1}(\lambda + \beta)] \\ - b_{j-2}\lambda\beta] Y_{t-j} - (b_k\beta - b_{k-1}) Y_{t-k-1} \\ + \sum_{j=0}^k [c_j - c_{j-1}(\lambda + \beta) - c_{j-2}\lambda\beta] P_{t-j} \\ - (c_k\lambda - c_{k-1}) P_{t-k-1} + (\lambda + \beta) q_{t-1} \\ - \lambda\beta q_{t-2} + u_t - (\lambda + \beta) u_{t-1} - \beta\lambda u_{t-2}; \\ b_s = 0 \quad \forall s < 0.$$

In der Funktion (61) sind  $2k + 7$  Regressionskoeffizienten zu schätzen, aus denen  $2k + 5$  Modellparameter berechnet werden müssen. Das Modell ist in den Koeffizienten überbestimmt und kann daher nicht mit der einfachen Methode der kleinsten Quadrate geschätzt werden<sup>126</sup>.

Eine weitere ökonomisch interessante Möglichkeit, Gleichung (44) zu variieren, besteht darin, neben dem Einkommen eine erklärende Variable einzuführen, deren Wirkung nicht zeitverzögert ist. Insbesondere bei Nachfragefunktionen für Konsumgüter kann die Hypothese aufgestellt werden, daß Veränderungen des Einkommens längerfristig, Veränderungen der relativen Preise dagegen kürzerfristig auf die Nachfrage wirken.

<sup>124</sup> Vgl. H. Gollnick, Einführung . . . , S. 167 ff.

<sup>125</sup> J. E. Martin, The Use of Distributed Lag Models Containing Two Lag Parameters in the Estimation of Elasticities of Demand. „The Journal of Farm Economics“, Menasha (Wisc.), Vol. 45 (1963), S. 1474 - 1481.

<sup>126</sup> Ein Iterationsverfahren zur Schätzung solcher Modelle wird beispielsweise von W. A. Fuller und J. E. Martin, The Effects of Autocorrelated Errors on the Static Estimation of Distributed Lag Models. „Journal of Farm Economics“, Vol. 43 (1961), S. 71 - 82, vorgeschlagen.

Die Ausgangsgleichung (44) wird dann zu:

$$(62) \quad q_{i,t} = a + b_0 Y_t + b_1 Y_{t-1} + \dots + c P_{i,t} + u_t .$$

Bei analoger Ableitung erhält man die folgende Schätzfunktion:

$$(63) \quad q_{i,t} = (1 - \lambda) a + \sum_{j=0}^k (b_j - b_{j-1} \lambda) Y_{t-j} \\ + c P_t - \lambda c P_{t-1} + \lambda q_{t-1} + u_t - \lambda u_{t-1} \\ b_s = 0 \quad \forall s < 0 .$$

In der Endgleichung (63) sind die Koeffizienten ebenfalls überbestimmt. Da ein entsprechendes Regressionsprogramm nicht zur Verfügung stand, mußten diese Modelle in der weiteren Untersuchung außer acht gelassen werden.

Zusammenfassend kann festgehalten werden, daß sich das Koyck-Modell besonders für monokausale (oder quasimonokausale) Zusammenhänge eignet, da die Einführung zusätzlicher exogener Variablen entweder eine gleiche Lag-Verteilung der Koeffizienten voraussetzt oder aber iterative Schätzverfahren erforderlich macht.

### (3) Alternative Funktionsformen im Koyck-Modell

Anders als bei der Einführung zusätzlicher Variablen verhält sich das Koyck-Modell in bezug auf alternative Funktionsformen recht flexibel. Die dynamische Nachfragefunktion kann beispielsweise durch die allgemeine Potenzfunktion approximiert werden<sup>127</sup>. Man erhält dann das nachstehende Modell:

$$(64) \quad q_{i,t} = a \cdot Y_t^{b_0} Y_{t-2}^{b_1} \cdot Y_{t-2}^{b_2} \cdot \dots \cdot u_t$$

$$(65) \quad b_{k+m} = \lambda b_{k+m-1} .$$

Unter Verwendung von Logarithmen führt die Koyck-Transformation zu der folgenden Schätzgleichung

$$(66) \quad \lg q_{i,t} = (1 - \lambda) q_{i,t} = (1 - \lambda) a + b_0 \lg Y_t + (b_1 - b_0 \lambda) \lg Y_{t-1} + \dots \\ + (b_k - b_{k-1} \lambda) \lg Y_{t-k} + \lambda \lg q_{i,t-1} + \lg u_t - \lambda \lg u_{t-1} .$$

Für den Fall  $k = 1$  vereinfacht sich Gleichung (66) zu:

$$(67) \quad \lg q_{i,t} = a' + b_0 \lg Y_t + (b_1 - b_0 \lambda) \lg Y_{t-1} \\ + \lambda \lg q_{i,t-1} + \lg u_t - \lambda \lg u_{t-1}$$

bzw.

$$(68) \quad \lg q_{i,t} = C_0 + C_1 \lg Y_t + C_2 \lg Y_{t-1} + C_3 \lg q_{i,t-1} + w_t .$$

<sup>127</sup> Vgl. L. Koyck, S. 12.

Die Strukturkoeffizienten werden folgendermaßen berechnet:

$$(69) \quad a = \frac{C_0}{1 - C_3}; \quad b_0 = C_1$$

$$b_1 = C_2 + C_1 C_3; \quad \lambda = C_3$$

Für den einfachen Fall des Koyck-Modells  $k = 0$  erhält man:

$$(70) \quad \lg q_t = a' + b_0 \lg Y_t + \lambda \lg q_{t-1} + \lg u_t - \lambda \lg u_{t-1}$$

bzw.

$$(71) \quad \lg q_t = D_0 + D_1 \lg Y_t + D_2 \lg q_{t-1} + w_t .$$

Für die Strukturkoeffizienten ergibt sich somit:

$$(72) \quad a' = \frac{D_0}{1 - D_3}; \quad b_0 = D_1; \quad \lambda = D_2 .$$

Ebenso wie die hier zugrundeliegende Potenzfunktion können auch andere Funktionstypen gewählt werden, deren lineare Approximation z. B. halb-logarithmische Funktionstypen ergeben.

#### (4) Die Interpretation der Modellparameter

Zur Interpretation der Modellparameter kann auf Funktion (45) bzw. (64) zurückgegriffen werden<sup>128</sup>. Der kurzfristige Einfluß von  $Y_t$  auf  $q_{i,t}$  wird durch den Koeffizienten  $b_0$  gegeben. Die längerfristige Reaktion ( $RK_L$ ) ist dann die Summe aller Koeffizienten bei  $Y_{t-j}$ :

$$(72) \quad RK_L = \sum_{r=0}^{k-1} b_r + b_k \frac{1}{1 - \lambda} .$$

Die entsprechenden kurz- und langfristigen Nachfrageelastizitäten können dann aus den folgenden Formeln errechnet werden:

$$(73) \quad \varepsilon_k = b_0 \frac{Y_t}{q_t}$$

$$(74) \quad \varepsilon_L = \left[ \sum_{r=0}^{k-1} b_r + b_k \frac{1}{1 - \lambda} \right] \frac{Y_t}{q_t} .$$

Die langfristigen Elastizitäten sind gemäß (74) für  $k = 1$

$$(75) \quad \varepsilon_L = \left[ b_0 + b_1 \frac{1}{1 - \lambda} \right] \frac{Y_t}{q_t}$$

und für  $k = 0$

$$(76) \quad \varepsilon_L = b_0 \frac{1}{1 - \lambda} \frac{Y_t}{q_t} .$$

<sup>128</sup> Zur Interpretation der Koeffizienten vgl. H. Gollnick, Einführung . . . , S. 137.

Legt man die Nachfragefunktion (64) zugrunde, so sind die Elastizitäten in den Funktionen (63) bzw. (66) mit den geschätzten Koeffizienten identisch:

Für  $k = 1$  ist

$$(77) \quad \varepsilon_K = b_0 \text{ bzw. } \varepsilon_L = b_0 + b_1 \frac{1}{1 - \lambda}$$

und für  $k = 0$

$$(78) \quad \varepsilon_K = b_0 \text{ bzw. } \varepsilon_L = b_0 \frac{1}{1 - \lambda} .$$

Der kurzfristige Koeffizient  $b_0$  kann theoretisch positive oder negative Werte annehmen. Für das Modell mit  $k = 0$  bedeutet allerdings ein negatives  $b_0$ , wie man unmittelbar Funktion (47) entnehmen kann, daß durch eine Erhöhung des realen Einkommens die mengenmäßige Nachfrage sinken würde. Ein solches Ergebnis kann aber nur in Ausnahmefällen akzeptiert werden<sup>129</sup>. Im allgemeinen wird daher erwartet, daß in diesem Modell das Vorzeichen des Koeffizienten  $b_0$  positiv ist.

Anders dagegen ist  $b_0$  in dem Modell mit  $k = 1$  zu beurteilen. Die Gesamtreaktion in bezug auf eine Einkommenserhöhung kann auch bei negativen kurzfristigen Koeffizienten  $b_0$  positiv sein, sofern  $|b_0| < b_1(1 - \lambda)$  gilt.

Ist  $b_0$  positiv, dann kann  $b_1$  ein negatives oder ein positives Vorzeichen haben. Für negatives  $b_1$  muß angenommen werden, daß die Konsumenten in der ersten Periode zu stark reagiert haben und sich entsprechend einer negativen Anpassung dem neuen Gleichgewicht nähern. Ist  $b_1$  dagegen positiv, dann kann zum einen das Maximum der Reaktionskoeffizienten in der Periode  $t$  ( $k_0 > k_1$ ) und zum andern in der Periode  $t - 1$  ( $k_0 < k_1$ ) liegen.

Die eigentlichen Anpassungsvorgänge werden durch den Koeffizienten  $\lambda$  bestimmt. Der Schätzwert für  $\lambda$  muß zwischen Null und Eins liegen, da das Modell sonst nicht gegen einen Gleichgewichtswert konvergiert. Je größer der Schätzwert für  $\lambda$  ist, desto langsamer erfolgt die Anpassung an das neue Gleichgewicht und umgekehrt.

Durch die Annahme, daß die Lag-Strukturen von einem bestimmten Zeitpunkt an durch eine unendliche geometrische Reihe approximiert werden können, werden die Anpassungsvorgänge im Endlichen nicht abgeschlossen. Da aber in der ökonomischen Realität angenommen werden muß, daß die tatsächliche Wirkungslänge endlichen Charakter hat, muß die geometrische Reihe irgendwann abgebrochen werden. Es gibt aber bisher keine theoretischen a priori-Informationen über die Länge der Lags bei der Nachfrage nach Konsumgütern. Deshalb soll in dieser Arbeit von der willkürlichen Annahme ausgegangen werden, daß der Einfluß dann zu vernachlässigen ist,

<sup>129</sup> Vgl. S. 35 ff.

wenn er unter 10 vH seines Anfangswertes  $b_k$  sinkt<sup>130</sup>. Formal mathematisch läßt sich dieser Zusammenhang folgendermaßen darstellen:

$$(79) \quad \lambda^i = 0,1 ; i = 1, 2, \dots$$

Die Funktion (79) nach  $i$  aufgelöst ergibt:

$$(80) \quad i = \frac{\log 0,1}{\log \lambda} .$$

(80) ist in Schaubild 1 graphisch dargestellt. An der Funktionskurve können für alternative  $\lambda$  die Länge der Lags für die Koeffizienten  $b_j$  abgelesen werden.

Bei der empirischen Anwendung des Koyck-Modells müssen die hier diskutierten möglichen Größenordnungen der Parameter im Auge behalten werden.

#### (5) Die Schätzprobleme im Koyck-Modell

Die von Koyck eingeführte Hypothese über die geometrisch abnehmende Lag-Struktur und die damit verbundene Vereinfachung der Schätzgleichung vermindert zwar die Anzahl der zu schätzenden Koeffizienten erheblich, führt aber andererseits zu neuen statistischen Problemen. Bei Anwendung der Methode der kleinsten Quadrate sind die Schätzwerte nicht mehr unverzerrt, effizient und konsistent. Da aber die Schätzeigenschaften – insbesondere die Konsistenz eines Schätzwertes, die als Minimalforderung an die Güte einer Schätzung gilt<sup>131</sup> – besonders wichtig sind und da diese Probleme zum Teil auch bei den noch zu behandelnden anderen dynamischen Modellen auftreten, soll hier darauf eingegangen werden<sup>132</sup>.

Aus Vereinfachungsgründen wird von dem Modell ausgegangen, in dem  $k = 0$  ist und das durch die Schätzfunktion (53) charakterisiert wird.

Um zu zeigen, daß die Schätzwerte in (50) verzerrt und nicht effizient sind<sup>133</sup>, werden die Restschwankungen folgendermaßen geschrieben:

$$(81) \quad w_t = u_t - \lambda u_{t-1} .$$

Da  $q_{t-1}$  von  $u_{t-1}$  abhängt<sup>134</sup>, andererseits  $u_{t-1}$  Bestandteil von  $w_t$  ist, können  $q_{t-1}$  und  $w_t$  nicht unabhängig voneinander sein. Damit ist aber eine der Annahmen der Methode der kleinsten Quadrate verletzt, und die Schätzwerte sind nicht unverzerrt<sup>135</sup>.

<sup>130</sup> Auf die Berechnung von durchschnittlichen Lags soll in dieser Arbeit verzichtet werden, da sie nur 50 vH der Gesamtreaktion angeben würden. (Vgl. z. B. Z. Griliches, *Distributed Lags . . .*, S. 19.)

<sup>131</sup> Vgl. G. Menges, *Ökonometrie . . .*, S. 89.

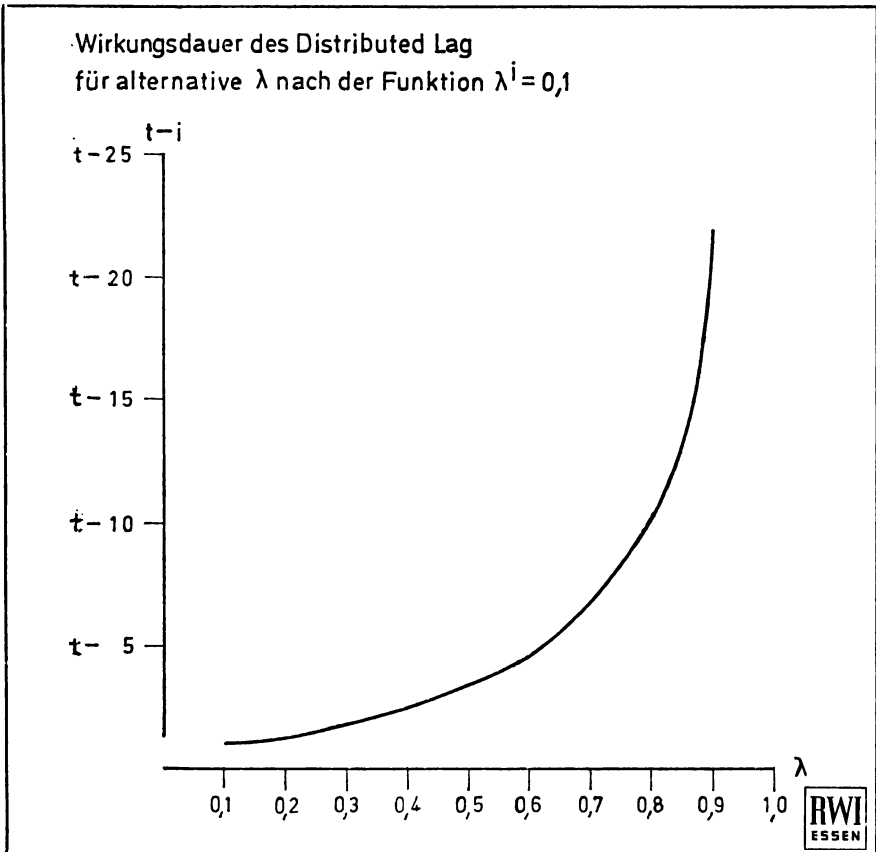
<sup>132</sup> Vgl. H. Gollnick, *Einführung . . .*, S. 107.

<sup>133</sup> Vgl. auch G. Menges, *Ökonometrie*, S. 94.

<sup>134</sup> Was unmittelbar zu erkennen ist, wenn Gleichung (53) um eine Periode zeitverzögert wird.

<sup>135</sup> Vgl. z. B. J. Johnston, S. 107.





Ferner ergibt sich für die nach der Methode der kleinsten Quadrate zu minimierende Varianz:

$$(82) \quad \sum w_t^2 = \sum (u_t - \lambda u_{t-1})^2 = \sum u_t^2 + \lambda^2 \sum u_{t-1}^2 - 2\lambda \sum u_t u_{t-1} .$$

Unter der Annahme, daß die Restschwankungen  $u_t$  in der Funktion (47) nicht autokorreliert sind, gilt  $\sum u_t u_{t-1} = 0$ . Setzt man außerdem  $\sum u_{t-1}^2 = \sum u_t^2$ , so erhält man für (82):

$$(83) \quad \sum (u_t - \lambda u_{t-1})^2 = (1 - \lambda^2) \sum u_t^2 .$$

Wie man unmittelbar sieht, wird für  $\lambda \neq 0$  die Varianz der Restschwankungen in der eigentlichen Strukturgleichung (47) nicht minimiert. Die Schätzwerte sind daher nicht effizient<sup>136</sup>.

<sup>136</sup> Gibt man die Annahme auf, daß die Restschwankungen  $u_t$  nicht autokorreliert sind, so sind die Schätzwerte in der Regel auch nicht effizient (vgl. H. Gollnick, Einführung . . . , S. 138 f.).

Der größere Mangel besteht jedoch darin, daß die mit der Methode der kleinsten Quadrate geschätzten Koeffizienten in aller Regel nicht konsistent sind<sup>137</sup>. Dies soll anhand der Funktion (53) für den Koeffizienten  $\lambda$  gezeigt werden.

Schätzwerte sind dann konsistent, wenn der Wahrscheinlichkeitslimes des geschätzten Koeffizienten mit dem wahren Koeffizienten übereinstimmt<sup>138</sup>:

$$(84) \quad P\text{-}\lim \bar{\lambda} = \lambda .$$

Aus den zur Funktion (50) gehörenden Normalgleichungen

$$(85) \quad \sum q_t Y_t = \bar{b}_0 \sum Y_t + \bar{\lambda} \sum q_{t-1} Y_t ;$$

$$(86) \quad \sum q_t q_{t-1} = \bar{b}_0 \sum Y_t q_{t-1} + \bar{\lambda} \sum q_{t-1}^2$$

kann der Koeffizient  $\bar{\lambda}$  nach der Cramer'schen Regel berechnet werden. Man erhält dann für den Wahrscheinlichkeitslimes des Koeffizienten:

$$(89) \quad P - \lim \bar{\lambda} = \frac{\begin{vmatrix} E Y_t^2 & E q_t Y_t \\ E Y_t q_{t-1} & E q_t q_{t-1} \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} E Y_t^2 & E q_{t-1} Y_t \\ E Y_t q_{t-1} & E q_{t-1}^2 \end{vmatrix}}$$

Andererseits kann der unverzerzte Koeffizient  $\lambda$  aus Gleichung (53) folgendermaßen berechnet werden:

$$(88) \quad E q_t = b_0 E Y_t + \lambda E q_{t-1} + E u_t - \lambda E u_{t-1} .$$

Wird diese Gleichung mit  $Y_t$  bzw.  $q_{t-1}$  erweitert, so erhält man:

$$(89) \quad E q_t Y_t = b_0 E Y_t^2 + \lambda E q_{t-1} Y_t + E u_t Y_t - \lambda E u_{t-1} Y_t$$

bzw.

$$(90) \quad E q_t q_{t-1} = b_0 E Y_t q_{t-1} + \lambda E q_{t-1}^2 + E u_t q_{t-1} - \lambda E u_{t-1} q_{t-1} .$$

Da die Restschwankungen  $u_t$  bzw.  $u_{t-1}$  gemäß den Annahmen nicht mit  $Y_t$  korreliert sein dürfen, gilt  $E u_t Y_t = 0$  und  $E u_{t-1} Y_t = 0$ . Für (89) ergibt sich dann:

$$(91) \quad E q_t Y_t = b_0 E Y_t^2 + \lambda E q_{t-1} Y_t .$$

Außerdem folgt aus (47) für  $k = 0$ :

$$(92) \quad E q_{t-1} = b_0 E Y_t + b_0 \lambda E Y_{t-1} + \dots + E u_{t-1} .$$

<sup>137</sup> Vgl. L. Koyck, S. 32 ff. – J. Johnston, S. 217.

<sup>138</sup> Die geschätzten Parameter werden durch ein Dach gekennzeichnet.

Erweitert man (92) mit  $u_t$  bzw.  $u_{t-1}$ , so erhält man:

$$(93) \quad \begin{aligned} E q_{t-1} u_t &= b_0 E Y_{t-1} u_t + b_0 \lambda E_{t-2} u_t + \dots + E u_{t-1} u_t \\ &= E u_{t-1} u_t \end{aligned}$$

$$(94) \quad \begin{aligned} E q_{t-1} u_{t-1} &= b_0 E Y_{t-1} u_{t-1} + b_0 \lambda E Y_{t-2} u_{t-1} \\ &+ \dots + E u_{t-1}^2 = E u_{t-1}^2. \end{aligned}$$

Die Gleichungen (93) bzw. (94) können in die Gleichung (90) eingesetzt werden:

$$(95) \quad E q_t q_{t-1} = b_0 E Y_t q_{t-1} + \lambda E q_{t-1}^2 + E u_t u_{t-1} - \lambda E u_{t-1}^2.$$

Aus (95) und (91) kann  $\lambda$  nach der Cramer'schen Regel berechnet werden:

$$(96) \quad \lambda = \frac{\begin{vmatrix} E Y_t^2 & E q_{t-1} Y_t \\ E Y_t q_{t-1} & E q_t q_{t-1} - E u_t u_{t-1} + \lambda E u_{t-1}^2 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} E Y_t^2 & E q_{t-1} Y_t \\ E Y_t q_{t-1} & E q_{t-1}^2 \end{vmatrix}}$$

Stellt man die Gleichungen (96) und (87) gegenüber, so sieht man unmittelbar, daß der Schätzwert  $\lambda$  nur dann konsistent sein kann, wenn  $E u_t u_{t-1} = \lambda E u_{t-1}^2$

Geht man nun von der Annahme aus, daß die Restschwankungen in der Ausgangsgleichung (47) nicht autokorreliert sind, so ist  $E u_t u_{t-1} = 0$  und der Schätzwert für  $\lambda$  nicht konsistent.

Koyck schlägt wegen dieser Schätzwierigkeiten ein mehrstufiges Schätzverfahren vor, mit dem die Koeffizienten konsistent geschätzt werden können<sup>139</sup>. Dieses Verfahren ist jedoch sehr umständlich, so daß in dieser Arbeit das Taylor-Wilson-Verfahren bevorzugt wird<sup>140</sup>.

Im nächsten Abschnitt wird das hier diskutierte Koyck-Modell einem empirischen Test unterzogen.

### 2.3.2.2. Die empirischen Ergebnisse

#### (1) Die ausgewählten Nachfragefunktionen

Das Koyck-Modell wurde in vier Modellvarianten nach dem Taylor-Wilson-Verfahren für alle Ausgabearten des Privaten Verbrauchs geschätzt:

Modellvariante Ia:

$$(50) \quad q_{i,t} = (1 - \lambda) a + b_0 Y_t + (b_1 - b_0 \lambda) Y_{t-1} + \lambda q_{i,t-1} + u_t - \lambda u_{t-1}$$

<sup>139</sup> L. Koyck, S. 32 ff.

<sup>140</sup> Vgl. S. 24 ff.

bzw.

$$(51) \quad q_{i,t} = A_0 + A_1 Y_t + A_2 Y_{t-1} + A_3 q_{i,t-1} + w_t .$$

Modellvariante Ib :

$$(67) \quad \lg q_{i,t} = a' + b_0 \lg Y_t + (b_1 - b_0 \lambda) \lg Y_{t-1} + \lambda \lg q_{i,t-1} + \lg u_t - \lambda \lg u_{t-1}$$

bzw.

$$(68) \quad \lg q_{i,t} = C_0 + C_1 \lg Y_t + C_2 \lg Y_{t-1} + C_3 \lg q_{i,t-1} + w_t$$

Modellvariante IIa :

$$(53) \quad q_{i,t} = (1 - \lambda) a + b_0 Y_t + \lambda q_{i,t-1} + u_t - \lambda u_{t-1}$$

bzw.

$$(54) \quad q_{i,t} = B_0 + B_1 Y_t + B_2 q_{i,t-1} + w_t$$

Modellvariante IIb :

$$(70) \quad \lg q_{i,t} = a' + b_0 \lg Y_t + \lambda \lg q_{i,t-1} + \lg u_t - \lambda \lg u_{t-1}$$

bzw.

$$(71) \quad \lg q_{i,t} = D_0 + D_1 \lg Y_t + D_2 \lg q_{i,t-1} + w_t$$

Die Regressionsfunktionen wurden für die einzelnen Ausgabearten nach den oben diskutierten statistischen Prüfmaßen ausgewertet<sup>141</sup>. Der Einfluß der einzelnen erklärenden Variablen wurde dann als signifikant angesehen, wenn die *t*-Werte größer oder gleich eins waren. Der relativ niedrige *t*-Wert mußte deshalb gewählt werden, da zwischen den erklärenden Variablen eine hohe Korrelation vermutet werden muß. Für das Bestimmtheitsmaß  $R^2$  wurde eine Sicherheitswahrscheinlichkeit gegen die Nullhypothese von 99 vH gefordert und der Variationskoeffizient sollte 0,1 nicht übersteigen. Um die Struktur der Restschwankungen zu untersuchen, wurde aus der Durbin-Watson-Statistik die obere kritische Grenze bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,05 herangezogen.

Es muß hier allerdings noch einmal darauf hingewiesen werden, daß die Aussagefähigkeit des Durbin-Watson-Tests bei Modellen mit der zeitverzögerten endogenen Variablen als Regressor stark eingeschränkt ist<sup>142</sup>.

Ferner wurden diejenigen Funktionen, bei denen der Koeffizient  $\lambda$  bei  $q_{t-1}$  nicht der Bedingung  $|\lambda| < 1$  genügte, ausgeschlossen<sup>143</sup>.

Von den 56 getesteten Ausgabearten konnten für 32 Güter angemessene Ergebnisse erzielt werden, die in der Tabelle A2 ausgewiesen sind.

---

<sup>141</sup> Vgl. S. 27 ff.

<sup>142</sup> Vgl. S. 28 ff.

<sup>143</sup> Vgl. S. 61.

Für einige Ausgabearten konnten mehrere signifikante Funktionen geschätzt werden. In der Tabelle 5 sind die ausgewählten Nachfragefunktionen nach den einzelnen Modellvarianten und den Auswahlkriterien wiedergegeben. Danach konnten für 21 Ausgabearten, die nach dem Modellansatz IIa geschätzt wurden, signifikante Ergebnisse erzielt werden, während für das Modell Ib nur vier Funktionen den vorgegebenen Prüfmaßen entsprachen. Die Modelle Ia bzw. IIb waren 9- bzw. 18mal vertreten.

Die Ursachen dafür, daß die übrigen Regressionsfunktionen zurückgewiesen werden mußten, lagen weniger an ungesicherten Bestimmtheitsmaßen, die in fast allen Funktionen mit großer Sicherheitswahrscheinlichkeit gegen die Nullhypothese abgesichert waren, sondern vielmehr an den zu niedrigen  $t$ -Werten bei den erklärenden ökonomischen Variablen, die offensichtlich einer hohen Korrelation unterliegen. Diese Vermutung wird noch dadurch verstärkt, daß  $\lambda$  häufig nicht zwischen Null und absolut eins lag, so daß angenommen werden kann, daß die Zurechnung der Einzeleinflüsse nicht mehr unverzerrt möglich war.

Die Durbin-Watson-Statistik zeigte meist die erwarteten günstigen Werte, so daß sie keine weitere Diskriminierung der Funktionen ermöglichte.

Für eine Reihe von Ausgabearten, für die sich aus dem statischen Modell keine Erklärungen ergaben, konnten mit dem dynamischen Modell signifikante Funktionen geschätzt werden. Es handelt sich um die Gütergruppen 8 (Kartoffeln), 10 (Obst), 13 (Nahrungsmittel), 16 (Alkoholische Getränke), 18a (Nahrungs- und Genußmittel), 30 (Metall- und Glaswaren), 32 (Dienstleistungen für die Haushaltsführung), 39 (Fremde Verkehrsleistungen), 42 (Waren und Dienstleistungen für die Körperpflege), 44 (Waren und Dienstleistungen für die Körper- und Gesundheitspflege), 45 (Rundfunk-, Fernseh- und Phonogeräte), 46 (Sonstige dauerhafte Waren für Bildungs- und Unterhaltungszwecke), 49 (Unterricht und Forschung), 51 (Gebühren, Beiträge), 54 (Sonstige Dienstleistungen) und 55 (Persönliche Ausstattung, sonstige Waren und Dienstleistungen). Da es sich bei diesen Ausgabearten meist um größere Aggregate (13, 18a, 44, 55) oder relativ hochwertige Güter (10, 16, 30, 44, 45, 46, 55) handelt, sind dynamische Verhaltensweisen durchaus realitätsnah. Innerhalb der Gruppe Nahrungsmittel konnten dagegen nur Funktionen für die Ausgabearten 4, 8 und 10 ausgewertet werden.

Aus den akzeptierten Schätzfunktionen wurden die entsprechenden Strukturparameter nach den Gleichungen (52), (55), (69) und (72) sowie die Dauer des Distributed Lag unter der Restriktion (79) berechnet und in Tabelle 6 zusammengefaßt.

Der Koeffizient  $b_0$ , der den kurzfristigen Einfluß des Einkommens auf die Konsumnachfrage angibt, ist mit wenigen Ausnahmen positiv. Nur für die Ausgabearten 8 (Kartoffeln), 10 (Obst) und 50 (Kunst, Sport, Vergnügen) wird er negativ.

**Tabelle 5: Die Auswahl der Nachfragefunktionen für die Ausgabearten nach dem Koyck Modell**

Lfd. Nr.	Ausgabeart <sup>a)</sup>	Modellvariante <sup>b)</sup>			
		I a	I b	II a	II b
		Auswahlkriterien <sup>c)</sup>			
1	Fleisch, Fleischwaren	$t$	$t$	$t$	$t$
2	Fische, Fischwaren	$t$	$t$	$t$	$\lambda$
3	Eier	$t, \lambda$	$t$	$t, \lambda$	$t$
4	Milch, Käse	$t, \lambda$	$t$	+	$t$
5	Butter	$t, \lambda$	$t, \lambda$	$t$	$t$
6	Speisefette und -öle	$DW$	$t$	$DW$	$V$
7	Brot, Backw., Getreideerz.	+	+	$\lambda$	+
8	Kartoffeln	$t, R^2$	$t$	$t, R^2$	+
9	Gemüse	$t$	$t$	$t$	$t$
10	Obst	$t$	+	+	+
11	Marmeladen, Süßwaren, Zucker	$t$	$t$	+	$t$
12	Sonst. Nahrungsmittel	$t$	$t$	+	+
13	Summe 1 bis 12	+	+	+	+
14	Alkoholfreie Getränke	$t$	$t$	$t$	$t$
15	Kaffee, Tee	$t, \lambda$	$t$	$t, \lambda$	$DW$
16	Alkoholische Getränke	+	$t$	+	$t$
17	Summe 14 bis 16	+	$\lambda$	+	$t$
18	Tabakwaren	$DW$	$t$	$t, \lambda$	$t$
18 a	Summe 1 bis 18	+	$\lambda$	+	$t$
19	Kleidung	$t, \lambda$	$t$	$t$	$t$
20	Schuhe	$\lambda$	$t$	$t$	$t$
21	Summe 19 bis 20	$t, \lambda, DW$	$t$	$t, DW$	$t$
22	Mieten	$t$	$t$	+	+
23	Elektrizität	$t, \lambda$	$t$	$t, \lambda$	+
24	Gas	$t, \lambda$	$t$	$t, \lambda$	$t, \lambda$
25	Kohlen u. sonst. feste Brennstoffe	$t, R^2$	$t, R^2$	$R^2$	$R^2$
26	Flüssige Brennstoffe	$t, \lambda, DW$	$t$	$\lambda$	$t$
27	Summe 23 bis 26	$t, DW$	$t$	+	+
28	Möbel, Heimtextilien	$DW$	$DW$	+	+

noch Tabelle 5

Lfd. Nr.	Ausgabeart <sup>a)</sup>	Modellvariante <sup>b)</sup>			
		I a	I b	II a	II b
		Auswahlkriterien <sup>c)</sup>			
29	Heiz- u. Kochgeräte, Haushaltsmaschinen aller Art	t, λ	t	t	t
30	Metall- u. Glaswaren, sonst. dauerhafte Waren	t	t	+	t
31	Tapeten, Farben, Baustoffe, Wohnungsreparaturen	t, λ	λ, DW	t, λ	t
32	Dienstleistungen f. d. Haushaltsführung	t	t, DW	R <sup>2</sup>	+
33	Sonstige Waren f. d. Haushaltsführung	t	t	λ	λ
34	Fremde Reparaturen	t, λ	t	t	v
35	Summe 28 bis 34	t, λ	t, DW	+	t
36	Kraftfahrzeuge u. Fahrräder	+	λ	DW	DW
37	Kraftstoffe u. Schmiermittel	t, λ	t	t, λ	t
38	Sonst. Waren, Reparaturen, Dienstleistungen f. eigene Kfz.	t	+	+	DW
39	Fremde Verkehrsleistungen	+	t	t	+
40	Nachrichtenübermittlung	t	t, λ	λ	+
41	Summe 36 bis 40	+	t	+	t
42	Waren, Dienstleistungen f. d. Körperpflege	t, DW	λ	DW	+
43	Waren, Dienstleistungen f. d. Gesundheitspflege	λ	t	t	t
44	Summe 42 bis 43	t	t	+	+
45	Rundfunk-, Fernseh-, Phonogeräte, Zubehör, Klaviere, Reparaturen	t	t, λ	+	t
46	Sonst. dauerhafte Waren f. Bildungszwecke	t	λ	+	t
47	Bücher, Zeitungen, Zeitschriften	+	t	t, λ	t
48	Sonst. Waren f. Bildungs- u. Unterhaltungszwecke	λ	t	t, λ	t

noch Tabelle 5

Lfd. Nr.	Ausgabeart <sup>a)</sup>	Modellvariante <sup>b)</sup>			
		I a	I b	II a	II b
		Auswahlkriterien <sup>c)</sup>			
49	Unterricht und Forschung	<i>t</i>	<i>t</i>	<i>t</i>	+
50	Kunst, Sport, Vergnügen	<i>t</i>	<i>t</i>	$R^2$	+
51	Gebühren, Beiträge	<i>t</i>	<i>t</i>	+	+
52	Summe 45 bis 51	<i>t, λ</i>	<i>t</i>	<i>t</i>	<i>t</i>
53	Persönliche Ausstattung, sonst. Waren	<i>t</i>	<i>t</i>	<i>t</i>	<i>t</i>
54	Sonst. Dienstleistungen	<i>t</i>	$\lambda$	+	+
55	Summe 53 bis 54	<i>t</i>	$\lambda$	+	$\lambda$

a) Genaue Bezeichnung siehe Tabelle A 1 im Anhang. – b) Vgl. zu den Modellvarianten S. 65 f. –

c) Die verwendeten Symbole bedeuten:

+ Die Funktion wurde akzeptiert.

Die Funktion wurde abgelehnt, weil

*t* kleiner als eins ist,

$R^2$  nicht abgesichert ist,

DW nicht innerhalb des erforderlichen Bereichs liegt,

$\lambda$  größer als 0,1 ist,

$\lambda$  nicht zwischen null und absolut liegt.



**Tabelle 6: Strukturkoeffizienten und Distributed Lag bei ausgewählten Ausgabearten nach dem Koyck-Modell, 1950 - 1967 (Bundesgebiet)**

Ausgabearte <sup>a)</sup>	Modellvarian- te <sup>b)</sup>	Strukturkoeffizienten					Dauer des Distributed Lag in Jahren
		a	b <sub>0</sub>	b <sub>1</sub>	λ	RK <sub>L</sub>	
4	II a	28,99	0,008	—	0,37	0,013	2
7	I b	- 7,425	0,993	0,867	0,98	44,343	über 10
	II b	1,923	0,105	—	0,61	0,269	5
8	II b	5,470	-0,213	—	0,79	-1,014	10
10	I b	- 1,940	-1,084	-0,626	0,76	-3,692	9
	II a	- 12,44	0,008	—	0,70	0,026	6
	II b	- 3,471	0,4997	—	0,71	1,723	7
11	II a	19,77	0,006	—	0,58	0,143	4
12	II a	1,60	0,004	—	0,34	0,006	2
	II b	2,595	0,8846	—	0,36	1,382	2
13	I a	411,89	0,139	0,017	0,57	0,177	5
	I b	7,290	0,588	0,406	0,98	20,888	über 10
	II a	392,03	0,084	—	0,44	0,150	3
	II b	0,6312	0,4318	—	0,33	0,644	2
16	I a	- 83,86	0,050	0,008	0,71	0,079	8
	II a	- 57,49	0,039	—	0,36	0,061	2
17	I a	-100,92	0,052	0,016	0,65	0,100	6
	II a	- 85,28	0,045	—	0,47	0,085	3
18a	I a	256,53	0,239	0,042	0,55	0,332	5
	II a	230,84	0,108	—	0,25	0,264	2
22	II a	-100,70	0,014	—	0,89	0,127	über 10
	II b	- 2,4533	0,2647	—	0,82	1,471	über 10
23	II b	- 3,9847	0,2464	—	0,83	1,449	12
27	II a	- 46,76	0,015	—	0,69	0,048	6
	II b	- 2,9413	0,6818	—	0,55	1,515	4
28	II a	- 92,55	0,055	—	0,53	0,117	4
	II b	- 3,1177	1,5178	—	0,26	2,051	2
30	II a	7,26	0,004	—	0,50	0,080	3
35	II a	- 1,77	0,091	—	0,22	0,117	2
36	I a	-151,52	0,083	-0,007	0,69	0,062	7
38	II a	- 50,90	0,007	—	0,72	0,025	7
	II b	9,4188	1,3571	—	0,75	5,428	8
39	I a	66,89	0,019	-0,004	0,62	0,008	6
	II b	1,098	0,137	—	0,45	0,249	3

noch Tabelle 6

Ausgabeart <sup>a)</sup>	Modellvariante <sup>b)</sup>	Strukturkoeffizienten					Dauer des Distributed Lag in Jahren
		a	b <sub>0</sub>	b <sub>1</sub>	λ	RK <sub>L</sub>	
40	II b	- 11,2888	0,3414	—	0,92	4,268	über 10
41	I a	-248,86	0,122	-0,001	0,82	0,118	über 10
	II a	-152,90	0,062	—	0,49	0,122	3
42	II b	3,2938	0,5379	—	0,71	1,855	7
44	II a	- 6,29	0,017	—	0,42	0,029	3
	II b	- 1,6105	0,4776	—	0,57	1,111	4
45	II a	- 44,56	0,013	—	0,48	0,025	3
46	II a	- 23,11	0,008	—	0,64	0,022	5
47	I a	- 6,06	0,018	0,006	0,57	0,014	5
49	II b	0,732	0,302	—	0,49	0,592	3
50	II b	4,199	-0,215	—	0,70	-0,717	6
51	II a	- 12,46	0,001	—	0,82	0,006	über 10
	II b	- 11,971	0,4997	—	0,89	4,543	über 10
54	II a	96,87	0,017	—	0,65	0,049	5
	II b	- 0,8014	0,2830	—	0,8610	2,021	über 10
53 - 54 = 55	II a	110,74	0,025	—	0,78	0,114	10

a) Vgl. Tabelle A 1 im Anhang. — b) Die Modellvarianten sind auf S. 65 f. erklärt.

Die Gesamtreaktion, die durch den langfristigen Reaktionskoeffizienten  $RK_L$  gegeben ist, ist für die ausgewählten Regressionsfunktionen der Modellvarianten Ib, IIa und IIb immer größer als die kurzfristige. Für die Modellvariante Ia findet man hingegen einige Fälle, in denen die langfristige Reaktion kleiner ist als die kurzfristige und zwar immer dann, wenn der Koeffizient  $b_1$  negativ ist. Die Konsumenten haben nach diesem Ergebnis in der ersten Periode stärker reagiert, als es ihrer Gleichgewichtsnachfrage entspricht, und korrigierten diese Entscheidung in den nachfolgenden Perioden.

Die Lag-Verteilung der Koeffizienten und die damit implizierte Länge des Lag ergeben weitgehend plausible Werte. Von besonderem Interesse sind die Lag-Verteilungen der Koeffizienten nach dem Modell I, da nur hier unterschiedliche Lag-Strukturen möglich sind. Für keine Ausgabeart ist der Koeffizient  $b_1$  größer als  $b_0$ , so daß hier die Reaktion in der zweiten Periode immer kleiner ist als in der ersten Periode. Es zeigt sich mithin, daß die Hypothese der abnehmenden Reaktionskoeffizienten für den Zusammenhang zwischen Konsumnachfrage und Einkommen gerechtfertigt erscheint.

Die ökonomische Plausibilität der geschätzten Strukturparameter kann am ehesten durch die implizierten Einkommenselastizitäten beurteilt werden, auf die im nächsten Punkt eingegangen werden soll.

## (2) Die kurz- und langfristigen Elastizitäten

Die kurz- und langfristigen Einkommenselastizitäten für die ausgewählten Nachfragefunktionen wurden nach den Formeln (73) bis (78) berechnet (vgl. Tabelle 7). Wie im statischen Modell wurden für die entsprechenden Variablen ihre arithmetischen Mittel angesetzt.

Die Vorzeichen der Einkommenselastizitäten sind in fast allen Fällen positiv. Nur für die Ausgabearten 8, 10 und 50 ergibt sich ein negatives Vorzeichen, das auf den negativen Schätzwert von  $b_0$  zurückzuführen ist.

Bei der Gütergruppe 8 (Kartoffeln) ist die negative Einkommenselastizität durchaus plausibel, da Kartoffeln zum Grundnahrungsmittelbedarf gehören. Für die Gütergruppe 10 (Obst) hingegen kann dieses Ergebnis nicht akzeptiert werden. Berücksichtigt man zudem, daß für diese Ausgabeart nach drei Modellvarianten Funktionen signifikant geschätzt wurden, von denen nur die Modellvariante Ib diese negative Einkommenselastizität impliziert, so ist eindeutig den anderen Funktionen der Vorzug zu geben.

Besonders schwierig ist das negative Vorzeichen der Einkommenselastizität für Ausgabeart 50 (Kunst, Sport, Vergnügen) zu beurteilen. Vergleicht man die geschätzte Elastizität nach dem statischen und nach dem Koyck-Modell, so kann das negative Vorzeichen im Koyck-Modell möglicherweise auf das Fehlen der Preisvariablen, die im statischen Modell einen signifikanten Einfluß zeigt, zurückgeführt werden.

**Tabelle 7: Kurz- und langfristige Einkommenselastizitäten ausgewählter Ausgabearten nach dem Koyck-Modell, 1950 - 1967 (Bundesgebiet)**

Ausgabeart <sup>a)</sup>	Einkommenselastizitäten <sup>b)</sup>							
	$\epsilon_K^Y$				$\epsilon_L^Y$			
	Modellvarianten <sup>c)</sup>							
	I a	I b	II a	II b	I a	I b	II a	II b
4			0,364				0,577	
7		0,993		0,105		44,343		0,269
8				-0,213				-1,014
10		-1,084	0,492	0,500		-3,692	1,641	1,723
11			0,332				0,790	
12			0,682	0,885			1,033	1,382
13	0,608	0,588	0,368	0,432	0,768	20,888	0,657	0,644
16	1,161		0,906		1,847		1,415	
17	0,831		0,719		1,617		1,357	
18 a	0,745		0,617		1,032		0,823	
22			0,207	0,265			1,882	1,471
23				0,246				1,449
27			0,461	0,682			1,488	1,515
28			1,332	1,518			2,821	2,051
30			0,407				0,813	
35			0,844				3,016	
36	4,790				3,639			
38			0,836	1,357			2,986	5,428
39	0,803			0,137	0,333			0,249
40				0,341				0,268
41	1,823		0,927		1,777		1,817	
42				0,538				1,855
44			0,551	0,478			0,950	1,111
45			1,184				2,287	
46			0,814				2,261	
47	1,399				1,091			
49				0,302				0,592
50				-0,215				-0,717
51			0,320	0,500			1,777	4,543
54			0,383	0,283			1,094	2,021
55			0,460				2,091	

a) Vgl. Tabelle A1 im Anhang. – b) Die Einkommenselastizitäten wurden nach den Gleichungen (69) und (70) berechnet. – c) Vgl. zu den Modellvarianten S. 65 f.

Die kurzfristigen Einkommenselastizitäten sind für nahezu alle Ausgabearten kleiner als eins. Nur bei den dauerhaften bzw. hochwertigen Konsumgütern 28 (Möbel, Heimtextilien), 36 (Kraftfahrzeuge), 45 (Rundfunk-, Fernseh- u. Phonogeräte) und 47 (Bücher, Zeitungen, Zeitschriften) übersteigen sie eins.

Im allgemeinen sind für eine bestimmte Ausgabeart die kurzfristigen Einkommenselastizitäten, die nach den verschiedenen Modellvarianten geschätzt wurden, nahezu gleich. Lediglich für die Gütergruppen 38 (Sonstige Waren, Reparaturen und Dienstleistungen für eigene Kfz.), 39 (Fremde Verkehrsleistungen) und 41 (Waren und Dienstleistungen für Verkehrszwecke, Nachrichtenübermittlung) ergeben sich größere Differenzen. Grundsätzlich ist zu beobachten, daß die Elastizitäten nach der Modellvariante I größer sind als die nach der Modellvariante II. Welcher der zugrundeliegenden Funktionen jeweils der Vorzug zu geben ist, kann nicht entschieden werden.

Die langfristigen Einkommenselastizitäten, die die Gesamtreaktion der Konsumnachfrage auf eine Einkommensänderung wiedergeben, sind für nahezu alle Ausgabearten größer als die kurzfristigen Elastizitäten. Auch hier sind die nach Modell II berechneten Elastizitäten jeweils größer. Der Grund ist sicherlich darin zu suchen, daß im Modell I ein zusätzlicher unabhängiger Koeffizient geschätzt wird, so daß dieses Modell sich besonders für Nachfragefunktionen, in denen hohe langfristige Einkommenselastizitäten zu erwarten sind, eignet.

Die einzelnen Güterarten werden nun entsprechend dem statischen Modell nach der Größe ihrer langfristigen Einkommenselastizität in „stark wachsende“ ( $\varepsilon_L^Y > 2$ ), „wachsende“ ( $1 \leq \varepsilon_L^Y < 2$ ) und „schrumpfende bzw. schwach wachsende“ ( $\varepsilon_L^Y < 1$ ) Ausgabearten gegliedert (vgl. Tabelle 8).

In der Gruppe I ist für die Nachfrage nach Kraftfahrzeugen eine sehr hohe langfristige Einkommenselastizität zu beobachten, was auch den Ergebnissen des statischen Modells entspricht. Somit bestätigt sich die in der Öffentlichkeit vorherrschende Meinung, daß das Kraftfahrzeug Deutschlands „beliebtestes Konsumgut“ ist. Die übrigen Ausgabearten in dieser Gruppe sind hochwertige, zum Teil auch dauerhafte Güter, so daß die geschätzten Einkommenselastizitäten in ihrer Größenordnung mit den ökonomischen a priori Erwägungen übereinstimmen.

Zu den „wachsenden Ausgabearten“ müssen Genußmittel, Mieten, Elektrizität und hauptsächlich bestimmte Dienstleistungen gerechnet werden. Auch hier entsprechen die Ergebnisse den Plausibilitätserwägungen.

In der Gruppe III ist neben den Grundnahrungsmitteln noch die Nachfrage nach Metall-, Glaswaren und sonstigen dauerhaften Waren (30), Unterricht und Forschung (49), Fremden Verkehrsleistungen (39) und Kunst, Sport und Vergnügen (50) erfaßt.

**Tabelle 8: Ausgewählte Ausgabearten nach ihrer Wachstumsintensität im Koyck-Modell, 1950 - 1967 (Bundesgebiet)**

Lfd. Nr.	Ausgabeart <sup>a)</sup>
<b>Stark wachsende Ausgabearten</b>	
40	Nachrichtenübermittlung
36	Kraftfahrzeuge, Fahrräder
38	Sonst. Waren, Reparaturen u. Dinstleistungen f. eigene Kfz.
51	Gebühren, Beiträge
35	Übrige Waren u. Dienstleistungen f. d. Haushaltsführung
46	Sonst. dauerhafte Waren f. Bildungszwecke
45	Rundfunk-, Fernseh- u. Phonogeräte
28	Möbel, Heimtextilien
55	Persönliche Ausstattung, sonst. Waren u. Dienstleistungen
<b>Durchschnittlich wachsende Ausgabearten</b>	
42	Waren u. Dienstleistungen f. d. Körperpflege
22	Mieten
41	Waren u. Dienstleistungen f. Verkehrszwecke, Nachrichtenübermittlung
10	Obst
54	Sonstige Dienstleistungen
27	Elektrizität, Gas, Brennstoffe
23	Elektrizität
16	Alkoholische Getränke
17	Getränke
47	Bücher, Zeitungen, Zeitschriften
<b>Schrumpfende bzw. schwach wachsende Ausgabearten</b>	
12	Sonstige Nahrungsmittel
44	Waren u. Dienstleistungen f. d. Körper- u. Gesundheitspflege
18 a	Nahrungs- und Genußmittel
30	Metall- u. Glaswaren, sonst. dauerhafte Waren
11	Marmeladen, Süßwaren, Zucker
13	Nahrungsmittel
49	Unterricht u. Forschung
4	Milch, Käse
39	Fremde Verkehrsleistungen
7	Brot, Backwaren, Getreideerzeugnisse
8	Kartoffeln
50	Kunst, Sport, Vergnügungen

a) Genaue Bezeichnung siehe Tabelle A 1 im Anhang.

Im Vergleich zu den Ergebnissen nach dem statischen Modell ergeben sich nur geringfügige strukturelle Änderungen. So werden lediglich die Ausgabearten 28 (Möbel, Heimtextilien), 23 (Elektrizität), 17 (Getränke) und 50 (Kunst, Sport, Vergnügen) in die jeweils nächste Gruppe verschoben. Dabei muß aber berücksichtigt werden, daß nur für einen Teil der Ausgabearten nach beiden Modellen signifikante Funktionen geschätzt wurden.

Faßt man die Ergebnisse des Koyck-Modells zusammen, so zeigt sich, daß für eine Reihe von Ausgabearten signifikante Nachfragefunktionen geschätzt werden konnten, für die nach dem statischen Modell noch keine Erklärung vorlag. Im wesentlichen handelt es sich dabei um höherwertige und zum Teil auch dauerhafte Güter, bei deren Nachfrage dynamische Verhaltensweisen besonders realitätsnah erscheinen. Die geschätzten Strukturparameter sind in ihren Größenordnungen und Vorzeichen zumeist plausibel. Eine Schwäche des Koyck-Modells liegt zweifellos darin, daß die Hypothese des Distributed Lag relativ schematisch formuliert ist. Es bietet sich daher an, dynamische Verhaltensweisen auf ihre eigentlichen Ursachen zurückzuführen und diese explizit im Modell zu berücksichtigen. Im nächsten Abschnitt soll ein Anpassungsmodell abgeleitet und getestet werden.

### 2.3.3. Anpassungsmodelle

In den Anpassungsmodellen, die auf theoretischen Überlegungen von Cagan<sup>144</sup> basieren und von Nerlove<sup>145</sup> entwickelt wurden, werden mögliche Ursachen für eine verzögerte Anpassung an geänderte Datenkonstellationen im Modell berücksichtigt. Dies bietet den Vorzug, daß sowohl einfache als auch komplizierte Annahmen zugrundegelegt werden können. Obwohl in dieser Arbeit nur Modelle mit einfacheren Annahmen geschätzt werden, sollen dennoch die theoretischen Möglichkeiten, die jeweiligen Annahmen zu variieren, aufgezeigt werden.

#### 2.3.3.1. Das theoretische Modell

##### (1) Die Ableitung des Modells

In Anpassungsmodellen wird davon ausgegangen, daß für die Nachfrage eine langfristige Gleichgewichtsfunktion existiert. Im allgemeinen werden sich die Gleichgewichtsnachfrage und die tatsächlich realisierte Nachfrage voneinander unterscheiden, da sich die Nachfrage nicht unmittelbar an geän-

---

<sup>144</sup> P. D. Cagan, The Monetary Dynamics of Hyperinflation. In: Studies in the Quantity Theory of Money. Vol. I. Hrsg. von M. Friedman. Chicago 1956.

<sup>145</sup> M. Nerlove, Distributed Lags . . . – Derselbe, Distributed Lags and Estimation of Long-Run Supply and Demand Elasticities: Theoretical Considerations. „Journal of Farm Economics“, Vol. 40 (1958), S. 301 - 311. – H. Gollnick, Einführung . . . , S. 169 ff. – E. L. Fleige, Expectations and Adjustments in the Monetary Sector. „The American Economic Review“. Papers and Proceedings, San Francisco, Vol. 57 (1967), S. 462 - 473.

derte Datenkonstellationen anpaßt. Die Ursachen dafür sind in technologischen, institutionellen und psychologischen Hindernissen zu finden. Für die Konsumanalyse müssen besonders psychologische Gründe in den Vordergrund treten, da eine gewisse Konstanz menschlicher Gewohnheiten zu beobachten ist<sup>146</sup>.

Die Differenz, die zwischen gleichgewichtiger und tatsächlicher Nachfrage besteht, wird nun durch effektive Nachfrageänderungen ständig vermindert. Über den Anpassungsverlauf bestehen jedoch keine ökonomischen a priori Vorstellungen. Um das Modell aber operational zu machen, müssen bestimmte Hypothesen über die Anpassungsprozesse zugrundegelegt werden.

Für eine langfristige Nachfragefunktion, in der die gleichgewichtige Nachfrage  $\bar{q}_{i,t}$  nur vom Einkommen  $Y_t$  abhängt, erhält man

$$(97) \quad q_{i,t} = a + b Y_t + u_t .$$

Unter der Annahme, daß die Differenz zwischen Gleichgewichtsnachfrage und realisierter Nachfrage laufend vermindert wird, kann der Anpassungsprozeß durch eine beliebige Funktion  $F$  beschrieben werden:

$$(98) \quad q_{i,t} - q_{i,t-1} = F (\bar{q}_{i,t} - q_{i,t-1}) + v_t .$$

Die Veränderung der tatsächlichen Nachfrage hängt also von der Differenz zwischen  $\bar{q}_t$  und  $q_{t-1}$  und der Funktion  $F$  ab.

Die Funktion (98) kann in (97) eingesetzt und dann nach  $q_{i,t}$  aufgelöst werden:

$$(99) \quad q_{i,t} = F a + F b Y_t + (1 - F) q_{i,t-1} + F u_t + v_t .$$

Die Argumente der Anpassungsfunktion  $F$ , die weitgehend ökonomischen und psychologischen Charakter haben, sind nur schwer zu quantifizieren. Es bietet sich daher an, diese Funktion durch eine Trendfunktion oder eine Konstante zu approximieren.

Unter der Voraussetzung, daß  $F = \text{const} = \delta$  ist, erhält man für (99):

$$(100) \quad q_{i,t} = \delta a + \delta b Y_t + (1 - \delta) q_{i,t-1} + \delta u_t + v_t .$$

Die Funktion (100) kann in der folgenden Form unmittelbar zur Schätzung benutzt werden:

$$(101) \quad q_{i,t} = A_0 + A_1 Y_t + A_2 q_{i,t-1} + w_t .$$

Ist das Modell richtig spezifiziert, so sind die Restschwankungen in (100) nicht autokorreliert und die Schätzwerte werden für größere Stichproben konsistent und annähernd unverzerrt sein<sup>147</sup>.

<sup>146</sup> K. F. Wallis, *Some Recent . . .*, S. 773.

<sup>147</sup> Vgl. H. Gollnick, *Einführung . . .*, S. 140. – Z. Griliches, *Distributed Lags . . .*, S. 17.



Die Strukturparameter lassen sich aus (100) und (101) folgendermaßen berechnen:

$$(102) \quad \delta = 1 - A_2; \quad b = \frac{A_1}{1 - A_2}; \quad a = \frac{A_0}{1 - A_2} .$$

Ist  $F$  dagegen eine Funktion der Zeit

$$(103) \quad F = \beta \cdot t ,$$

dann wird (99) zu

$$(104) \quad q_{i,t} = \beta a t + \beta b t Y_t - \beta t q_{i,t-1} + v_t + \beta t u_t .$$

In der Funktionsgleichung (104) sind die Koeffizienten zwar eindeutig bestimmbar, die Restschwankungen enthalten indes die systematische Komponente  $t$ , so daß eine wesentliche Bedingung der Methode der kleinsten Quadrate nicht erfüllt ist.

Erweitert man die zeitabhängige Anpassungsfunktion  $F$  noch durch ein absolutes Glied, so erhält man

$$(105) \quad F = \alpha + \beta t .$$

Die analoge Ableitung führt zu Funktion

$$(106) \quad q_{i,t} = \alpha a + \beta a t + \alpha b Y_t + \beta b t Y_t + (1 - \alpha) q_{i,t-1} + \alpha u_t + v_t + \beta \cdot t u_t .$$

In dieser Funktion sind die Koeffizienten überbestimmt, so daß die einfache Methode der kleinsten Quadrate keine Anwendung finden kann.

Die hier dargestellten Möglichkeiten, Anpassungsprozesse durch eine beliebige Funktion  $F$  zu approximieren, legen den Schluß nahe, die Funktion  $F$  so einfach wie möglich zu wählen, da sonst erhebliche Schätzschwierigkeiten auftreten.

(2) Die Einführung zusätzlicher exogener Variablen

Die Gleichgewichtsnachfragefunktion (97) läßt sich ohne Schwierigkeiten durch zusätzliche Erklärungskomponenten erweitern. Werden die Preise  $P_t$  in (97) eingeführt, so erhält man die folgende Gleichgewichtsfunktion:

$$(107) \quad \bar{q}_{i,t} = a + b Y_t + c P_{i,t} + u_t .$$

Die analoge Ableitung bei konstantem  $F = \delta$  ergibt die Schätzfunktion:

$$(108) \quad q_{i,t} = \delta a + \delta b Y_t + \delta c P_{i,t} + (1 - \delta) q_{i,t-1} + \delta u_t + v_t$$

bzw.

$$(109) \quad q_{i,t} = B_0 + B_1 Y_t + B_2 P_{i,t} + B_3 q_{i,t-1} + w_t .$$

Die Strukturkoeffizienten können dann folgendermaßen berechnet werden:

$$(110) \quad \delta = 1 - B_3; \quad b = \frac{B_1}{1 - B_3}; \quad c = \frac{B_2}{1 - B_3}; \quad a = \frac{B_0}{1 - B_3}$$

Die Ergänzung der Nachfragefunktion (107) durch weitere exogene Variable führt zu gleichartigen Schätzfunktionen.

### (3) Alternative Funktionstypen im Anpassungsmodell

Die bisher in den Anpassungsmodellen zugrundegelegten arithmetisch-linearen Funktionsformen können auch durch andere Funktionstypen ersetzt werden. In dieser Arbeit soll von einer langfristigen Nachfragefunktion ausgegangen werden, die durch einen doppelt-logarithmischen Funktionstyp approximiert werden kann.

Man erhält dann für (97):

$$(111) \quad \lg \bar{q}_{i,t} = a + b \lg Y_t + u_t .$$

Die Anpassungsfunktion wird unter der Annahme, daß  $F = \text{const} = \delta$  ist, zu

$$(112) \quad \lg q_{i,t} - \lg q_{i,t-1} = \delta (\lg \bar{q}_{i,t} - \lg \bar{q}_{i,t-1}) + v_t .$$

Der Koeffizient  $\delta$  ist als Elastizität zu interpretieren und gibt das Verhältnis zwischen relativer Änderung der tatsächlichen Nachfrage und relativer Änderung zwischen Gleichgewichtsnachfrage und tatsächlicher Nachfrage in der Vorperiode an.

Man erhält somit als Schätzfunktion die Gleichung

$$(113) \quad \lg q_{i,t} = \delta a + \delta b \lg Y_t + (1 - \delta) \lg q_{i,t-1} + \delta u_t + v_t$$

bzw.

$$(114) \quad \lg q_{i,t} = C_0 + C_1 \lg Y_t + C_2 \lg q_{i,t-1} + w_t$$

mit den Strukturkoeffizienten

$$(115) \quad \delta = 1 - C_2; \quad b = \frac{C_1}{1 - C_2}; \quad a = \frac{C_0}{1 - C_2} .$$

Selbstverständlich sind auch andere Funktionstypen – z. B. halblogarithmische – in dem dargestellten Modell anwendbar.

### (4) Die Form des implizit enthaltenen Distributed Lag

Die Ausgangsgleichungen (97) und (98) des Anpassungsmodells enthalten nicht ausdrücklich einen Distributed Lag. Jedoch wird für  $F = \delta$  die gleiche Lag-Verteilung der Koeffizienten wie im Koyck-Modell impliziert.

Die Lösung der Differenzgleichung (98) führt nämlich zu

$$(116) \quad q_{i,t} = \delta \sum_{j=0}^{\infty} (1 - \delta)^j \cdot \bar{q}_{i,t-j}.$$

Die Nachfrage  $q_{i,t}$  im Jahre  $t$  ist in dieser Funktion ein gewogener Durchschnitt aller vergangenen Werte von  $\bar{q}_{i,t-j}$ , deren Gewichte einer abnehmenden geometrischen Reihe entsprechen. Setzt man Gleichung (107) in (116) ein, so erhält man

$$(117) \quad q_{i,t} = a + \delta b \sum_{j=0}^{\infty} (1 - \delta)^j \cdot Y_{t-1} + \delta c \sum_{j=0}^{\infty} (1 - \delta)^j P_{i,t-j}.$$

Wie man unmittelbar sieht, wird für beide Variablen  $Y$  und  $P$  die gleiche Lag-Struktur unterstellt, und zwar entspricht sie einer abnehmenden geometrischen Reihe mit dem Quotienten  $(1 - \delta)$ . Man könnte auch in diesem Modell die tatsächliche Länge des Distributed Lag entsprechend dem Koyck-Modell berechnen, wenn wiederum davon ausgegangen wird, daß ein Einfluß unter 10 vH seines Anfangswertes zu vernachlässigen ist<sup>148</sup>. Der Koeffizient  $(1 - \delta)$  im Anpassungsmodell entspricht dann dem Koeffizienten  $\lambda$  im Koyck-Modell.

#### (5) Die Interpretation der Modellkoeffizienten und die Berechnung lang- und kurzfristiger Elastizitäten

Der Interpretation der Modellkoeffizienten liegen die Gleichungen (97) bis (101) sowie (117) zugrunde.

Der kurzfristige Einfluß des Einkommens  $Y_t$  auf die Nachfrage  $q_{i,t}$  wird durch den Koeffizienten  $\delta b$  in der Schätzfunktion (100) gegeben; der langfristige Einfluß entspricht gemäß Funktion (97) dem Koeffizienten  $b$ .

Der wesentliche Modellkoeffizient ist  $\delta$ , der auch als Anpassungsrate bezeichnet werden kann.  $\delta$  sollte im allgemeinen im Intervall  $0 \leq \delta \leq 1$  liegen. Ist  $\delta = 1$ , dann erfolgt die Anpassung an die Gleichgewichtsnachfrage in der Basisperiode und das dynamische Modell wird in ein statisches transferiert. Ist dagegen  $\delta = 0$ , dann reagieren die Konsumenten kurzfristig nicht, so daß die Differenz zwischen langfristig gewünschter und tatsächlich realisierter Nachfrage bestehen bleibt.

Ist  $0 < \delta < 1$ , erfolgt eine allmähliche Anpassung an das gewünschte Gleichgewichtsniveau, die sich um so schneller vollzieht, je größer  $\delta$  ist.

In Ausnahmefällen kann  $\delta > 1$  werden, d. h. das Reaktionsverhalten der Konsumenten entspricht nicht den langfristigen Gleichgewichtsvorstellungen<sup>149</sup>. Eine der Ursachen dafür kann beispielsweise in euphorischen Stimmungen bei unerwarteten Preissenkungen zu suchen sein.

<sup>148</sup> Vgl. S. 62 f.

<sup>149</sup> Vgl. H. Gollnick, Einführung . . . , S. 141 ff.

Die lang- und kurzfristigen Durchschnittselastizitäten werden aus den entsprechenden Koeffizienten berechnet:

$$(118) \quad \varepsilon_K^{P_i} = \delta c \frac{P_i}{q_i} \quad \varepsilon_L^{P_i} = c \frac{P_i}{q_i}$$

$$(119) \quad \varepsilon_K^Y = b \delta \frac{Y}{q_i} \quad \varepsilon_L^Y = b \frac{Y}{q_i}$$

Bei den logarithmischen Funktionstypen sind die Elastizitäten mit den entsprechenden Koeffizienten identisch.

Das Anpassungsmodell ist in bezug auf alternative Funktionstypen und exogene Variable recht flexibel. Es impliziert zwar für bestimmte Anpassungsfunktionen die gleich starre Lag-Struktur wie das Koyck-Modell, bleibt jedoch aufgrund einer anderen Interpretation der Anpassungsvorgänge davon unberührt. Zugleich ermöglicht diese Interpretation der Anpassungsvorgänge eine Ableitung des Modells, ohne daß die Restschwankungen zwangsläufig autokorreliert sind.

Inwieweit die ökonomischen Annahmen dieses Modells empirisch relevant sind, sollen nun die folgenden Durchrechnungen zeigen.

### 2.3.3.2. Die empirischen Ergebnisse

#### (1) Die ausgewählten Nachfragefunktionen

Im Rahmen des Anpassungsmodells wurden die folgenden Modellvarianten mit der Methode der kleinsten Quadrate für den Stützbereich 1950 bis 1967 geschätzt:

Modellvariante Ia:

$$(100) \quad q_{i,t} = \delta a + \delta b Y_t + (1 - \delta) q_{i,t-1} + \delta u_t + v_t$$

bzw.

$$(101) \quad q_{i,t} = A_0 + A_1 Y_t + A_2 q_{i,t-1} + w_t .$$

Modellvariante Ib:

$$(113) \quad \lg q_{i,t} = \delta a + \delta b \lg Y_t + (1 - \delta) \lg q_{i,t-1} + \delta u_t + v_t$$

bzw.

$$(114) \quad \lg q_{i,t} = C_0 + C_1 \lg Y_t + C_2 \lg q_{i,t-1} + w_t .$$

Modellvariante II:

$$(118) \quad q_{i,t} = \delta a + \delta b Y_t + \delta c P_{i,t} + (1 - \delta) q_{i,t-1} + \delta u_t + v_t$$

bzw.

$$(109) \quad q_{i,t} = B_0 + B_1 Y_t + B_2 P_{i,t} + B_3 q_{i,t-1} + w_t .$$

Die Regressionsfunktionen wurden zunächst nach den statistischen Prüfmaßen ausgewertet<sup>150</sup>. Sie wurden dann als signifikant akzeptiert, wenn das Bestimmtheitsmaß  $R^2$  mit 99 vH Sicherheitswahrscheinlichkeit gegen die Nullhypothese abgesichert, der Variationskoeffizient kleiner als 0,1 und die  $t$ -Werte größer als eins waren. Für die Durbin-Watson-Statistik wurde der obere kritische Wert bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,05 zugrundegelegt.

Von den 56 getesteten Gütergruppen konnten für 41 Ausgabearten Regressionsfunktionen akzeptiert werden (vgl. Tabelle A2).

Die Modellvarianten Ia und Ib führten jeweils in 30 Fällen zu signifikanten Funktionen, während nach der Modellvariante II nur 14 in die weitere Auswertung kamen (vgl. Tabelle 9). Wie auch in den anderen Modellen konnten für einige Ausgabearten mehrere signifikante Funktionen geschätzt werden.

Die Ursachen dafür, daß Regressionsfunktionen zurückgewiesen werden mußten, sind hauptsächlich in ihren zu niedrigen  $t$ -Werten und in einigen Fällen in ungenügenden Durbin-Watson-Koeffizienten zu suchen. Aus den niedrigen  $t$ -Werten mußte geschlossen werden, daß in diesen Funktionen eine hohe Korrelation zwischen den erklärenden Variablen vorliegt.

Gegenüber den zuvor getesteten Modellen wurden für vier weitere Ausgabearten Erklärungsansätze gefunden. Es handelt sich um die Gütergruppen 1 (Fleisch, Fleischwaren), 6 (Speisefette und -öle), 9 (Gemüse) und 15 (Kaffee, Tee).

Die eigentlichen Strukturparameter des Anpassungsmodells wurden nach den Gleichungen (102) für Modellvariante Ia, (115) für Modellvariante Ib und (110) für Modellvariante II berechnet. Zusätzlich zu diesen Parametern wurde die Länge des Distributed Lag unter den gleichen Annahmen wie im Koyck-Modell ausgewiesen<sup>151</sup> (vgl. Tabelle 10).

Die kurz- und langfristigen Strukturkoeffizienten, die den Einkommenseinfluß angeben, waren für alle Gütergruppen mit Ausnahme der Ausgabearten 6 (Speisefette und -öle), 8 (Kartoffeln) und 50 (Kunst, Sport, Vergnügen) positiv und entsprachen damit den Plausibilitätserwägungen.

Werden die Ergebnisse nach dem Anpassungs- und nach dem Koyck-Modell verglichen, so fällt auf, daß die Schätzfunktionen bei einzelnen Varianten teilweise übereinstimmen. So sind die Funktionen (101) und (54) sowie (114) und (71) formal identisch. Sie unterscheiden sich lediglich durch die Struktur der Restschwankungen, was allerdings zur Anwendung des Taylor-Wilson-Verfahrens führte, und durch die Interpretation der geschätzten Koeffizienten.

<sup>150</sup> Vgl. S. 27 ff.

<sup>151</sup> Vgl. S. 62.

**Tabelle 9: Die Auswahl der Nachfragefunktionen für die Ausgabearten nach dem Anpassungsmodell**

Lfd. Nr.	Ausgabeart <sup>a)</sup>	Modellvariante <sup>b)</sup>		
		I a	I b	II
		Auswahlkriterien <sup>c)</sup>		
1	Fleisch, Fleischwaren	+	+	+
2	Fische, Fischwaren	+	t	+
3	Eier	+	+	t
4	Milch, Käse	+	+	+
5	Butter	t	t	t
6	Speisefette und -öle	+	DW	DW
7	Brot, Backwaren, Getreideerz.	DW	t	t, DW
8	Kartoffeln	+	R <sup>2</sup>	t
9	Gemüse	+	+	t
10	Obst	+	+	DW
11	Marmeladen, Süßwaren, Zucker	+	+	t
12	Sonstige Nahrungsmittel	+	+	t
13	Summe 1 bis 12	+	+	t
14	Alkoholfreie Getränke	+	+	+
15	Kaffee, Tee	t	+	DW
16	Alkoholische Getränke	DW	+	DW
17	Summe 14 bis 16	DW	DW	t, DW
18	Tabakwaren	t	t, DW	t, DW
18a	Summe 1 bis 18	DW	+	t
19	Kleidung	t	t, DW	t
20	Schuhe	t	+	t
21	Summe 19 bis 20	t	t, DW	t
22	Mieten	+	+	t
23	Elektrizität	$\lambda$	+	t
24	Gas	v	v	v
25	Kohlen und sonst. feste Brennstoffe	t, R <sup>2</sup>	t, R <sup>2</sup>	t, R <sup>2</sup>
26	Flüssige Brennstoffe	DW	V	DW
27	Summe 23 bis 26	+	+	+

noch Tabelle 9

Lfd. Nr.	Ausgabeart <sup>a)</sup>	Modellvariante <sup>b)</sup>		
		I a	I b	II
		Auswahlkriterien <sup>c)</sup>		
28	Möbel, Heimtextilien	DW	+	t
29	Heiz- u. Kochgeräte, Haushaltsmaschinen aller Art	t	+	t
30	Metall- und Glaswaren, sonst. dauerhafte Waren	+	+	t
31	Tapeten, Farben, Baustoffe, Wohnungsreparaturen	+	t	t
32	Dienstleistungen f. d. Haushaltsführung	$\lambda - \delta$	$\lambda - \delta$	t
33	Sonst. Waren f. d. Haushaltsführung	t	t, DW	t
34	Fremde Reparaturen	v	v	v
35	Summe 28 bis 34	+	+	+
36	Kraftfahrzeuge u. Fahrräder	DW	DW	DW
37	Kraftstoffe u. Schmiermittel	+	t	t
38	Sonst. Waren, Reparaturen, Dienstleistungen f. eigene Kfz	+	DW	+
39	Fremde Verkehrsleistungen	t	t	t, DW
40	Nachrichtenübermittlung	$\lambda - \delta$	+	$\lambda - \delta$
41	Summe 36 bis 40	DW	+	DW
42	Waren, Dienstleistungen f. d. Körperpflege	+	DW	+
43	Waren, Dienstleistungen f. d. Gesundheitspflege	+	+	+
44	Summe 42 bis 43	+	+	+
45	Rundfunk-, Fernseh-Phonogeräte, Zubehör, Klaviere, Reparaturen	+	+	DW
46	Sonst. dauerhafte Waren f. Bildungszwecke	+	+	t
47	Bücher, Zeitungen, Zeitschriften	DW	+	+
48	Sonst. Waren f. Bildungs- u. Unterhaltungszwecke	+	t	t

Lfd. Nr.	Ausgabeart <sup>a)</sup>	Modellvariante <sup>b)</sup>		
		I a	I b	II
		Auswahlkriterien <sup>c)</sup>		
49	Unterricht u. Forschung	+	+	t
50	Kunst, Sport, Vergnügen	+	+	+
51	Gebühren, Beiträge	+	+	t
52	Summe 45 bis 51	t	t	+
53	Persönliche Ausstattung, sonst. Waren	+	t	t
54	Sonst. Dienstleistungen	+	t	DW
55	Summe 53 bis 54	DW	t, DW	DW

a) Genaue Bezeichnungen siehe Tabelle A 1 im Anhang. – b) Vgl. zu den Modellvarianten S. 82 f. – c) Siehe Fußnote 3 in Tabelle 5.

Im Gegensatz zum Koyck-Modell ergaben sich jedoch über das Anpassungsmodell für die Ausgabearten 1 (Fleisch, Fleischwaren), 2 (Fische, Fischwaren), 3 (Eier), 6 (Speisefette und -öle), 14 (Alkoholfreie Getränke), 15 (Kaffee, Tee), 20 (Schuhe), 29 (Heiz- und Kochgeräte aller Art), 31 (Tapeten, Farben, Baustoffe, Wohnungsreparaturen), 37 (Kraftstoffe und Schmiermittel), 43 (Waren und Dienstleistungen für die Gesundheitspflege), 48 (Sonstige Waren für Bildungs- und Unterhaltungszweck), 52 (Waren und Dienstleistungen für die Körper- und Gesundheitspflege) und 53 (Persönliche Ausstattung, sonstige Waren) signifikante Regressionsfunktionen. Auffallend ist, daß dies häufig bei der Nachfrage nach Nahrungsmitteln auftrat und daß dort der Distributed Lag mit Ausnahme der Ausgabeart (6) relativ kurz ist. Danach wird das Verbrauchsniveau der Konsumenten bei Nahrungsmitteln vom Einkommen der letzten zwei bis drei Jahre bestimmt (vgl. Tabelle 10).

Für diejenigen Ausgabearten des Privaten Verbrauchs, für die das Anpassungs- wie das Koyck-Modell signifikante Funktionen ergaben, stimmten die Ergebnisse naturgemäß teilweise überein. So waren beispielsweise die langfristigen Koeffizienten der Variablen Einkommen bei der Nachfrage nach Mietwohnungen nahezu gleich. Die für diese Position außergewöhnlich lange Dauer des Distributed Lag von über 10 Jahren in allen Modellen läßt sich daraus erklären, daß die Entscheidungen bei der Wohnungsnachfrage sehr langfristig sind und daß damit zumeist auch über die jeweilige Ausstattung einer Wohnung mitentschieden wird, die nicht beliebig in anderen Wohnungen zu verwenden ist.



Im Gegensatz zu den Koyck-Modellen wurden bei den Anpassungsmodellen auch Funktionen geschätzt, in denen die Preise als erklärende Variable auftreten. Ihre Strukturkoeffizienten gemäß Modell II haben alle die erwarteten negativen Vorzeichen, d. h. die mengenmäßige Nachfrage nimmt *ceteris paribus* mit steigenden relativen Preisen ab. Insgesamt konnten für 13 Ausgabearten Regressionsfunktionen dieser Modellvariante akzeptiert werden, wobei für die Ausgabeart 52 (Waren und Dienstleistungen für Bildungs- und Unterhaltungszwecke) im Rahmen des dynamischen Modells erstmals eine signifikante Funktion geschätzt wurde.

Es ist bemerkenswert, daß es sich bei vier von den 13 Ausgabearten um große Gütergruppen handelt, wie 27 (Elektrizität, Gas, Brennstoffe), 36 (Übrige Waren und Dienstleistungen für die Haushaltsführung), 44 (Waren und Dienstleistungen für die Körper- und Gesundheitspflege) und 52 (Waren und Dienstleistungen für Bildungs- und Unterhaltungszwecke). Eine Überprüfung der übrigen größeren Aggregate ergab für 41 (Waren und Dienstleistungen für Verkehrszwecke, Nachrichtenübermittlung) und 55 (Persönliche Ausstattung, sonstige Waren und Dienstleistungen) ebenfalls signifikante Regressionskoeffizienten für die Preisvariable. Diese Funktionen wurden jedoch wegen zu niedriger Durbin-Watson-Koeffizienten abgelehnt. Dagegen konnten für die Aggregate 13 (Nahrungsmittel), 17 (Getränke), 18a (Nahrungs- und Genußmittel) und 21 (Kleidung und Schuhe) keine Preiseinflüsse festgestellt werden. Möglicherweise kann dieses Ergebnis so interpretiert werden, daß die Konsumenten zunächst bei der Befriedigung ihres Grundbedarfs (Nahrungsmittel und Kleidung) den Preis unberücksichtigt lassen. Danach wird die verbleibende Konsumsumme auf die restlichen großen Gütergruppen unter Berücksichtigung der relativen Preise aufgeteilt; d. h. diese Aggregate sind je nach Preisgestaltung untereinander zumindest teilweise substituierbar.

Ein Vergleich mit dem statischen Modell, in dem ebenfalls die Preise als erklärende Variable berücksichtigt wurden, bringt keine wesentlichen zusätzlichen Informationen, da nur für die Ausgabearten 2 (Fische, Fischwaren), 27 (Elektrizität, Gas, Brennstoffe) und 50 (Kunst, Sport, Vergnügen) brauchbare Funktionen nach beiden Modellen geschätzt wurden.

Um die quantitative Beurteilung der Anpassungsmodelle zu verbessern, soll eine Untersuchung der Elastizitäten folgen.

## (2) Die kurz- und langfristigen Nachfrageelastizitäten

Die kurz- und langfristigen Einkommens- und Preisnachfrageelastizitäten für die Modelle Ia und II wurden nach den Formeln (109) und (110) berechnet. Für Modell Ib konnten die kurz- bzw. langfristigen Strukturkoeffizienten übernommen werden (siehe Tabelle 11). Für die in die Berechnung eingehenden Variablen wurden ihre arithmetischen Mittel angesetzt.

**Tabelle 10: Strukturkoeffizienten und Distributed Lag bei ausgewählten Ausgabearten nach dem Anpassungsmodell, 1950 - 1967 (Bundesgebiet)**

Ausgabeart)	Modellvarianteb)	Strukturkoeffizienten						Dauer des Distributed Lag in Jahren
		a	$\delta b$	b	$\delta c$	c	$\delta$	
1	Ia	79,222	0,026	0,051	-	-	0,514	3
	Ib	- 0,1216	0,5190	1,0100	-	-	0,728	2
	II	396,511	0,032	0,056	-189,811	-335,949	0,565	3
2	Ia	9,419	0,0016	0,0025	-	-	0,644	2
	II	27,149	0,004	0,005	-22,691	-30,788	0,737	2
3	Ia	12,272	0,0029	0,0067	-	-	0,434	5
	Ib	- 1,0367	0,4126	0,7290	-	-	0,566	3
4	Ia	28,471	0,0102	0,144	-	-	0,707	2
	Ib	- 0,2435	0,4174	0,6049	-	-	0,690	2
	II	66,160	0,0101	0,0133	-24,884	-32,699	0,761	2
6	Ia	51,693	-0,0012	-0,0048	-	-	0,254	8
	Ia	29,433	-0,0011	-0,0017	-	-	0,582	3
9	Ia	11,187	0,0064	0,0102	-	-	0,625	2
	Ib	- 1,2429	0,5230	0,8210	-	-	0,637	2
10	Ia	1,417	0,0057	0,0187	-	-	0,307	6
	Ib	- 1,9111	0,3108	1,0500	-	-	0,296	6
11	Ia	21,471	0,0082	0,0126	-	-	0,658	2
	Ib	- 0,6340	0,3629	0,6926	-	-	0,524	3
12	Ia	1,967	0,0030	0,0055	-	-	0,543	3
	Ib	- 1,167	0,437	0,829	-	-	0,527	3

13	I a	188,554	0,040	0,055	—	—	—	0,725	2
	I b	1,0605	0,2402	0,5268	—	—	—	0,456	4
14	I a	— 26,405	0,0044	0,0171	—	—	—	0,259	8
	I b	— 6,2160	0,9616	2,1616	—	—	—	0,445	4
	II	35,565	0,0071	0,0153	— 27,487	— 59,239	—	0,464	4
15	I b	— 1,6445	0,2912	0,9455	—	—	—	0,308	6
16	I b	— 2,568	0,687	1,344	—	—	—	0,511	3
18 a	I b	0,433	0,363	0,745	—	—	—	0,487	3
20	I b	— 1,277	0,670	0,887	—	—	—	0,755	2
22	I a	101,933	0,0151	0,1268	—	—	—	0,119	über 10
	I b	— 1,9872	0,1884	1,2730	—	—	—	0,148	über 10
23	I b	4,582	0,129	1,897	—	—	—	0,068	über 10
27	I a	— 34,898	0,0122	0,0480	—	—	—	0,254	8
	I b	— 2,6777	0,4701	1,3470	—	—	—	0,349	5
	II	87, 072	0,0222	0,0422	— 60,569	— 115,151	—	0,526	3
28	I b	2,021	0,694	1,178	—	—	—	0,589	3
29	I b	— 2,7734	0,9535	1,3134	—	—	—	0,726	2
30	I a	7,984	0,0034	0,0082	—	—	—	0,426	4
	I b	— 1,3719	0,4143	0,8270	—	—	—	0,501	3
31	I a	— 2,745	0,0021	0,0047	—	—	—	0,440	4
35	I a	1,065	0,0805	0,1093	—	—	—	0,737	2
	I b	— 0,8637	0,7325	0,9725	—	—	—	0,753	2
	II	344,794	0,0910	0,1105	— 296,514	— 359,847	—	0,824	1
37	I a	— 148,855	0,004	0,077	—	—	—	0,052	über 10

Ausgabeart(a)	Modellvariante(b)	Strukturkoeffizienten						Dauer des Distributed Lag in Jahren
		a	$\delta b$	b	$\delta c$	c	$\delta$	
38	I a	- 47,016	0,0060	0,0243	-	-	0,246	8 über 10
	II	92,044	0,0078	0,0488	- 36,834	- 230,213	0,160	
40	I b	- 2,9993	0,2665	2,9611	-	-	0,267	7
	I b	- 3,096	0,723	1,548	-	-	0,467	
42	I a	2,766	0,008	0,023	-	-	0,351	5
	II	0,546	0,009	0,028	- 69,484	- 219,192	0,317	
43	I a	- 2,098	0,0078	0,0123	-	-	0,633	2
	I b	- 2,0860	0,5995	1,0444	-	-	0,574	
	II	16,026	0,0095	0,0153	- 18,787	- 30,252	0,621	
44	I a	- 7,944	0,0155	0,0348	-	-	0,446	4
	I b	- 1,3245	0,3066	0,9611	-	-	0,319	
	II	122,440	0,0183	0,0448	- 68,725	- 168,033	0,409	
45	I a	- 35,491	0,009	0,021	-	-	0,428	4
	I b	- 6,463	1,653	2,255	-	-	0,733	
46	I a	- 10,785	0,005	0,007	-	-	0,016	über 10
	I b	- 3,404	0,939	1,395	-	-	0,673	
47	I b	- 2,0689	0,7170	1,0529	-	-	0,681	2
	II	30,954	0,0077	0,0185	- 28,887	- 69,944	0,413	
48	I a	17,037	0,0116	0,0160	-	-	0,727	2

49	I a	7,800	0,0013	0,0026	—	—	0,500	3
	I b	— 1,915	0,192	0,486	—	—	0,395	5
50	I a	97,589	— 0,0016	— 0,011	—	—	0,151	über 10
	I b	4,292	— 0,120	— 0,710	—	—	0,169	über 10
	II	111,815	0,0081	0,0182	— 55,425	—	0,444	4
51	I a	— 11,373	0,0012	0,0077	—	—	0,153	über 10
	I b	— 5,884	0,347	1,994	—	—124,830	0,174	über 10
52	II	185,494	0,0755	0,0867	—228,328	—	0,871	1
53	I a	— 6,866	0,0040	0,0133	—	—	0,305	6
54	I a	66,686	0,009	0,028	—	—	0,318	6

a) Vgl. A 1 im Anhang. — b) Vgl. zu den Modellvarianten S. 82 f.

**Tabelle 11: Kurz- und langfristige Nachfrageelastizitäten der Ausgabearten nach dem Anpassungsmodell, 1950 - 1967 (Bundesgebiet)**

Ausgabeart <sup>a)</sup>	Elastizitäten							
	$\varepsilon_K^Y$			$\varepsilon_L^Y$			$\varepsilon_K^P$	$\varepsilon_L^P$
	Modellvarianten <sup>b)</sup>							
	I a	I b	II	I a	I b	II	II	II
1	0,371	0,519	0,453	0,722	1,010	0,802		
2	0,317		0,788	0,493		1,069	-1,142	-1,549
3	0,314	0,413		0,723	0,729			
4	0,447	0,417	0,457	0,632	0,605	0,601	-0,335	-0,441
6	-0,132			-0,518				
8	-0,168			-0,288				
9	0,486	0,523		0,778	0,821			
10	0,360	0,311		1,174	1,050			
11	0,468	0,363		0,711	0,693			
12	0,556	0,437		1,023	0,829			
13	0,174	0,240		0,240	0,527			
14	0,598	0,962	0,940	2,310	2,162	2,026	-1,071	-2,314
15		0,291			0,945			
16		0,687			1,344			
18 a		0,363			0,745			
20		0,670			0,887			
22	0,224	0,188		1,880	1,273			
23		0,129			1,897			
27	0,374	0,470	0,679	1,474	1,347	1,290	-0,528	-1,005
28		0,694			1,178			
29		0,954			1,313			
30	0,345	0,414		0,811	0,827			
31	0,566			1,286				
35	0,748	0,733	0,842	1,015	0,973	1,022	-0,766	-0,930
37	0,325			6,259				
38	0,722		0,955	2,934		5,968	-1,218	-7,613
40		0,267			2,961			
41		0,723			1,548			
42	0,412		0,464	1,174		1,462	-1,010	-3,185
43	0,683	0,600	0,817	1,078	1,044	1,316	-0,445	-0,716
44	0,504	0,307	0,597	1,130	0,961	1,460	-0,619	-1,513
45	0,887	1,653		2,072	2,255			
46	0,514	0,939		32,113	1,395			
47		0,717	0,611		1,053	1,480	-0,625	-1,512
48	1,076			1,480				
49	0,274	0,192		0,547	0,486			
50	-0,107	-0,120	0,540	-0,708	-0,710	1,217	-1,030	-2,319
51	0,316	0,347		2,585	1,994			
52			1,142			1,312	-0,952	-1,093
53	0,411			1,349				
54	0,201			0,633				

a) Vgl. Tabelle A 1 im Anhang. – b) Vgl. zu den Modellvarianten S. 82 f.

Die Einkommenselastizitäten haben fast durchweg wie die Strukturkoeffizienten – Ausnahme die Ausgabearten 6 (Speisefette und -öle), 8 (Kartoffeln) und 50 (Kunst, Sport, Vergnügen) – positive Vorzeichen. Diese Ergebnisse decken sich weitgehend mit denen nach dem Koyck-Modell und brauchen daher hier nicht mehr diskutiert werden.

Die kurzfristigen Einkommenselastizitäten, die immer kleiner als die langfristigen sind, haben für fast alle Ausgabearten Werte unter eins. Nur für die Nachfrage nach Rundfunk-, Fernseh-, Phonogeräten u. ä. wurde die relativ hohe kurzfristige Einkommenselastizität von 1,7 geschätzt.

Grundsätzlich ist zu beobachten, daß die für eine bestimmte Ausgabeart nach den einzelnen Varianten des Anpassungsmodells geschätzten Elastizitäten nahezu gleich sind. Es zeigt sich also auch hier, daß die Ergebnisse der einzelnen Modellvarianten nur geringfügig voneinander abweichen.

Die Güterarten sollen nun nach ihrer langfristigen Einkommenselastizität in „stark wachsende“ ( $\epsilon_L^Y \geq 2$ ), „wachsende“ ( $1 \leq \epsilon_L^Y < 2$ ) und „schrumpfende bzw. schwach wachsende“ ( $\epsilon_L^Y < 1$ ) Ausgabearten eingeteilt werden (vgl. Tabelle 12). In der Gruppe I sind neben den alkoholfreien Getränken (14), der Nachrichtenübermittlung (40), den Gebühren und Beiträgen (51), den Rundfunk-, Fernseh- und Phonogeräten (45), die sonstigen Waren, Reparaturen und Dienstleistungen für eigene Kfz (38) und die Kraftstoffe und Schmiermittel (37) hervorzuheben. Die relativ hohen Einkommenselastizitäten für diese Gütergruppen sind darauf zurückzuführen, daß mit wachsendem Einkommen die Nachfrage nach Kraftfahrzeugen stark steigt und damit auch zwangsläufig der dazugehörige Service.

Gruppe III enthält alle Nahrungsmittel außer Obst (10), das in Gruppe II aufgeführt ist, und außerdem die Ausgabearten 44 (Waren und Dienstleistungen für die Körper- und Gesundheitspflege), 20 (Schuhe), 30 (Metall- und Glaswaren, sonstige dauerhafte Waren), 54 (Sonstige Dienstleistungen), 49 (Unterricht, Forschung) und 50 (Kunst, Sport, Vergnügen). Diese Güter gehören somit zu den geringwertigen und zum Teil lebensnotwendigen Ausgabearten. Die Ergebnisse stehen mit den a priori Plausibilitätsüberlegungen durchaus in Übereinstimmung und werden durch die anderen Modelle bestätigt, wie die Tabellen 3 und 8 zeigen.

Abschließend ist festzuhalten, daß die in den Anpassungsmodellen errechneten Ergebnisse in keinem Widerspruch zu den Einkommenselastizitäten stehen, die nach den anderen Modellen geschätzt wurden.

Die Preiselastizitäten, die nach der Modellvariante II geschätzt wurden, sind gemäß den Erwartungen und den geschätzten Strukturparametern alle negativ. Über ihre absoluten Beträge können hier keine Aussagen gemacht werden, da entsprechende Erfahrungswerte in diesem Zusammenhang nicht vorliegen. Im Vergleich zum statischen Modell lassen sich jedoch keine Unterschiede feststellen.

**Tabelle 12: Ausgewählte Ausgabearten nach ihrer Wachstumsintensität im Anpassungsmodell, 1950 - 1967 (Bundesgebiet)**

Lfd. Nr.	Ausgabeart <sup>a)</sup>
<b>Stark wachsende Ausgabearten</b>	
38	Sonst. Waren, Reparaturen u. Dienstleistungen f. eigene Kfz.
40	Nachrichtenübermittlung
51	Gebühren, Beiträge
14	Alkoholfreie Getränke
45	Rundfunk-, Fernseh- u. Phonogeräte, Zubehör, Klaviere, Reparaturen
37	Kraftstoffe, Schmiermittel
<b>Durchschnittlich wachsende Ausgabearten</b>	
23	Elektrizität
22	Mieten
41	Waren u. Dienstleistungen f. Verkehrszwecke, Nachrichtenübermittlung
47	Bücher, Zeitungen, Zeitschriften
46	Sonst. dauerhafte Waren f. Bildungszwecke
48	Waren u. Dienstleistungen f. Bildungs- u. Unterhaltungszwecke
27	Elektrizität, Gas, Brennstoffe
16	Alkoholische Getränke
29	Heiz- u. Kochgeräte, Haushaltsmaschinen aller Art
43	Waren u. Dienstleistungen f. d. Gesundheitspflege
52	Waren u. Dienstleistungen f. Bildungs- u. Unterhaltungszwecke
53	Persönliche Ausstattung, sonst. Waren
31	Tapeten, Farben, Baustoffe, Wohnungsreparaturen
42	Waren u. Dienstleistungen f. d. Körperpflege
28	Möbel, Heimtextilien
10	Obst
35	Übrige Waren u. Dienstleistungen f. d. Haushaltsführung
<b>Schrumpfende bzw. schwach wachsende Ausgabearten</b>	
12	Sonst. Nahrungsmittel
44	Waren u. Dienstleistungen f. d. Körper- u. Gesundheitspflege
15	Kaffee, Tee
20	Schuhe
30	Metall- u. Glaswaren, sonst. dauerhafte Waren
1	Fleisch, Fleischwaren
9	Gemüse
18 a	Nahrungs- u. Genußmittel
3	Eier
11	Marmeladen, Süßwaren, Zucker
54	Sonst. Dienstleistungen
4	Milch, Käse
49	Unterricht, Forschung
13	Nahrungsmittel
2	Fische, Fischwaren
8	Kartoffeln
6	Speisefette u. -öle
50	Kunst, Sport, Vergnügen

a) Vgl. Tabelle A1 im Anhang.



Faßt man die Ergebnisse des Anpassungsmodells zusammen, so zeigt sich, daß für eine Vielzahl von Ausgabearten die Schätzungen signifikante Funktionen erbrachten. Gegenüber dem Koyck-Modell wurden hier auch für eine Reihe von geringwertigen Gütern annehmbare Ergebnisse erzielt. Die Strukturparameter sind in ihren Vorzeichen und Größenordnungen zumeist plausibel. Preiseinflüsse konnten jedoch nur für wenige Ausgabearten angenommen werden.

## 2.3.4. Das Houthakker-Taylor-Modell

### 2.3.4.1. Das theoretische Modell

#### (1) Die Hypothesen

Auf der Grundlage von Anpassungs- und Abschreibungsmodellen formulieren Houthakker und Taylor ein allgemeines Modell, das sich für die Untersuchung der Konsumnachfrage in den USA gut bewährt hat<sup>152</sup>.

Die Autoren gehen davon aus, daß die Konsumententscheidungen eines Haushalts nicht nur vom Einkommen, sondern auch vom bereits vorhandenen Bestand eines Gutes bestimmt werden<sup>153</sup>. Bei dauerhaften Konsumgütern wird unter dem Bestand das effektive Vorhandensein dieses Gutes verstanden. Für die nicht dauerhaften Konsumgüter interpretieren Houthakker und Taylor diesen „Bestand“ als das Verbrauchsniveau, das die Konsumenten erreicht haben.

Im allgemeinen kann davon ausgegangen werden, daß der Einfluß, der von der Höhe des Bestandes an dauerhaften Konsumgütern ausgeht, um so geringer sein wird, je größer der vorhandene Bestand bereits ist.

Bei den Verbrauchsgütern wird von dem erreichten Niveau, das auch als negativer Bestand aufgefaßt werden kann<sup>154</sup>, meist ein positiver Einfluß zu erwarten sein, da die Konsumenten versuchen werden, ihr Verbrauchsniveau zu halten.

Die allgemeine Nachfragefunktion, in der die Nachfrage nach dem Gut  $i$  vom Einkommen  $Y$  und vom erreichten Bestand  $s$  abhängt, wird von Houthakker und Taylor folgendermaßen formuliert:

$$(120) \quad q_i(t) = a + b Y(t) + \beta s_i(t) + u(t) .$$

Die Veränderung der Bestandsgröße  $s_i(t)$  kann als Differenz zwischen nachgefragter Menge  $q_i(t)$  und tatsächlichem Verbrauch  $\delta s_i(t)$  dieses Gutes aufgefaßt werden:

$$(121) \quad \dot{s}_i(t) = q_i(t) - \delta s_i(t) .$$

<sup>152</sup> H. S. Houthakker und L. D. Taylor. – Vgl. auch H. Gollnick, Einführung . . . , S. 172 ff., der eine vereinfachte Version des Houthakker-Taylor Modells ableitet.

<sup>153</sup> Die Idee geht wohl auf Morgenstern zurück. O. Morgenstern, Demand Theory Reconsidered. „Quarterly Journal of Economics“, Vol. 62 (1948), S. 165 - 201.

<sup>154</sup> H. S. Houthakker, The Present State of Consumption Theory. „Econometrica“, Vol. 29 (1961), S. 727.

$\delta$  ist eine Abschreibungsrate, die angibt, in welcher Höhe der Bestand verbraucht bzw. wie das Konsumniveau abgebaut wird.

Die Gleichungen (120) und (121) stellen die Grundgleichungen des Houthakker-Taylor-Modells dar, die in eine Schätzgleichung überführt werden.

(2) Die Ableitung der Endgleichung

Die Nachfragefunktion (120) wird nach  $s_{i,t}$  aufgelöst und in (121) eingesetzt:

$$(122) \quad \dot{s}_i(t) = q_i(t) - \frac{\delta}{\beta} (q_i(t) - a - b Y(t) - u(t)) .$$

Die Gleichung (120) nach  $t$  differenziert ergibt:

$$(123) \quad \dot{q}_i(t) = \beta \dot{s}_i(t) + b \dot{Y}(t) + \dot{u}(t) .$$

Setzt man (122) in (123) ein, so erhält man:

$$(124) \quad \dot{q}_i(t) = \beta \left\{ q_i(t) - \frac{\delta}{\beta} [q_i(t) - a - b Y(t) - u(t)] \right\} + b \dot{Y}(t) + \dot{u}(t)$$

bzw.

$$(125) \quad \dot{q}_i(t) = a \delta + (\beta - \delta) q_i(t) + b \dot{Y}(t) + \delta b Y(t) + \dot{u}(t) + \delta u(t) .$$

Die Gleichung (125) ist eine Differentialgleichung 1. Ordnung, in der nur die Variablen  $q_i(t)$  und  $Y(t)$  vorkommen. Sie stellt die Endgleichung des eigentlichen Houthakker-Taylor-Modells dar. Da aber dieses kontinuierliche Zeitmodell auf Jahreswerte angewendet werden soll, muß (125) durch eine Differenzgleichung approximiert werden.

(3) Die Approximation des kontinuierlichen Modells durch ein diskretes Modell

Um den Ansatz (125) in eine diskrete Schätzfunktion umformen zu können, müssen die folgenden Integrationen vorgenommen werden:

$$(126) \quad \bar{q}_{i,t} = \int_t^{t+1} q_i(t) dt$$

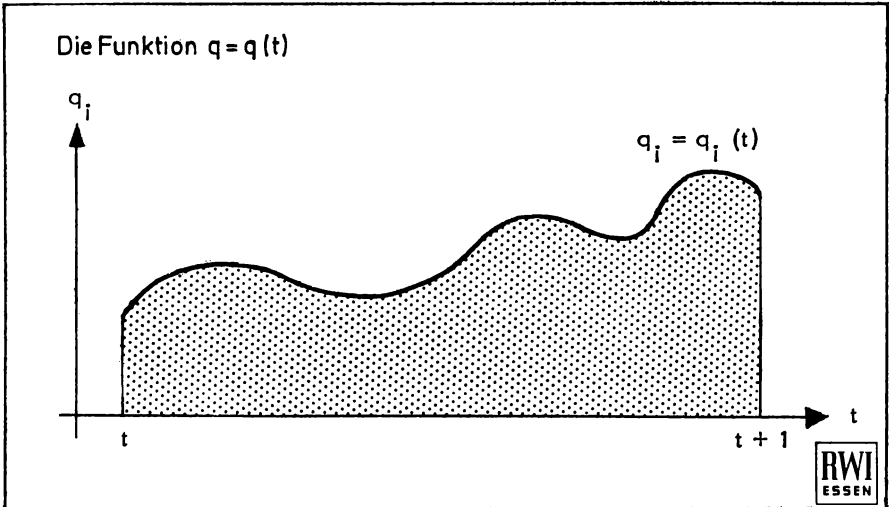
$$(127) \quad \bar{Y}_t = \int_t^{t+1} Y(t) dt$$

$$(128) \quad \bar{s}_{i,t} = \int_t^{t+1} s_i(t) dt$$

$$(129) \quad \bar{u}_t = \int_t^{t+1} u(t) dt .$$

In der Gleichung (126) ist  $\bar{q}_{i,t}$  die Nachfrage nach dem Gut  $i$  im Jahre  $t$ . Diese Nachfrage wird bekanntlich durch Integration der kontinuierlichen Nachfragefunktion  $q_i = q_i(t)$  gewonnen. Würde sich die Nachfrage im Jahre  $t$  wie in Schaubild 2 entwickeln, dann ist  $\bar{q}_{i,t}$  die Fläche, die durch die Funktion und die  $x$ -Achse von  $t$  bis  $t + 1$  abgegrenzt wird, oder kurz gesagt, das bestimmte Integral der Nachfragefunktion von  $t$  bis  $t + 1$ .

Schaubild 2



Analog dazu sind  $\bar{Y}_t$  und  $\bar{u}_t$  zu verstehen.

Anders dagegen muß  $\bar{s}_{i,t}$  interpretiert werden. Da es sich bei  $\bar{s}_{i,t}$  um eine Bestandsgröße handelt, führt die Integration zu einem Vielfachen des tatsächlichen Bestandes in dieser Periode. Houthakker und Taylor interpretieren  $\bar{s}_{i,t}$  daher als Durchschnittsbestand je Periode.

Die Funktion (120) wird nun über  $t$  von  $t$  bis  $t + 1$  integriert:

$$(130) \quad \int_t^{t+1} q_{i,t} dt = \int_t^{t+1} (a + \beta s_{i,t} + b Y_t + u_t) dt .$$

Unter Verwendung der Ausdrücke in den Gleichungen (126) - (129) ergibt sich:

$$(131) \quad \bar{q}_{i,t} = a + \beta \bar{s}_{i,t} + b \bar{Y}_t + \bar{u}_t .$$

Ebenso kann Gleichung (120) von  $t + 1$  bis  $t + 2$  integriert werden:

$$(132) \quad \bar{q}_{i,t+1} = a + \beta \bar{s}_{i,t+1} + b \bar{Y}_{t+1} + \bar{u}_{t+1} .$$

In den Gleichungen (131) bzw. (132) sind  $\bar{s}_{i,t}$  und  $\bar{s}_{i,t+1}$  unbekannt und müssen durch andere Größen ersetzt werden. Die Gleichungen werden daher nach  $\bar{s}_{i,t}$  bzw.  $\bar{s}_{i,t+1}$  aufgelöst:

$$(133) \quad \bar{s}_{i,t} = \frac{1}{\beta} (\bar{q}_{i,t} - a - b \bar{Y}_t - \bar{u}_t)$$

$$(134) \quad \bar{s}_{i,t+1} = \frac{1}{\beta} (\bar{q}_{i,t+1} - a - b \bar{Y}_{t+1} - \bar{u}_{t+1}) .$$

Nach Gleichung (121) gilt aber:

$$(135) \quad s_{i,t+1} - s_{i,t} = \Delta s_{i,t} = \bar{q}_{i,t} - \delta \bar{s}_{i,t}$$

bzw. um eine Periode verschoben

$$(136) \quad s_{i,t+2} - s_{i,t+1} = \Delta s_{i,t+1} = \bar{q}_{i,t+1} - \delta \bar{s}_{i,t+1} .$$

Die Gleichungen (133) und (134) werden in (135) bzw. (136) eingesetzt:

$$(137) \quad \Delta s_{i,t} = \bar{q}_{i,t} - \frac{\beta}{\delta} (\bar{q}_{i,t+1} - a - b \bar{Y}_t - \bar{u}_t)$$

$$(138) \quad \Delta s_{i,t+1} = \bar{q}_{i,t+1} - \frac{\delta}{\beta} (\bar{q}_{i,t+1} - a - b \bar{Y}_{t+1} - \bar{u}_{t+1}) .$$

Durch die Ansätze (137) und (138) erhält man operationale Ausdrücke für  $\Delta s_{i,t}$  und  $\Delta s_{i,t+1}$ . Subtrahiert man nun (131) von (132), so erhält man

$$(139) \quad \bar{q}_{i,t+1} - \bar{q}_{i,t} = \beta (\bar{s}_{i,t+1} - \bar{s}_{i,t}) + b (\bar{Y}_{t+1} - \bar{Y}_t) + \bar{u}_{t+1} - \bar{u}_t .$$

In dieser Gleichung sind  $\bar{s}_{i,t+1}$  und  $\bar{s}_{i,t}$  empirisch nicht gegeben.

Houthakker und Taylor approximieren daher diese Größen, indem sie den Durchschnittsbestand innerhalb einer Periode gleich der halben Summe aus Anfangs- und Endbestand setzen:

$$(140) \quad \bar{s}_{i,t} \approx \frac{1}{2} (s_{i,t+1} + s_{i,t})$$

bzw.

$$(141) \quad \bar{s}_{i,t+1} \approx \frac{1}{2} (s_{i,t+2} + s_{i,t+1}) .$$

Setzt man (140) und (141) in Gleichung (139) ein, so ergibt sich:

$$(142) \quad \bar{q}_{i,t+1} - \bar{q}_{i,t} = \frac{1}{2} \beta (\Delta s_{i,t+1} + \Delta s_{i,t}) + b (\bar{Y}_{t+1} - \bar{Y}_t) + \bar{u}_{t+1} - \bar{u}_t .$$

In (142) können die Ausdrücke  $\Delta s_{i,t+1}$  und  $\Delta s_{i,t}$  aus den Gleichungen (137) bzw. (138) eingesetzt werden:

$$(143) \quad \bar{q}_{i,t+1} - \bar{q}_{i,t} = \frac{1}{2} \beta \left[ \bar{q}_{i,t+1} - \frac{\delta}{\beta} (\bar{q}_{i,t+1} - a - b \bar{Y}_{t+1} - \bar{u}_{t+1}) + \bar{q}_{i,t} - \frac{\delta}{\beta} (\bar{q}_{i,t} - a - b \bar{Y}_t - \bar{u}_t) \right] + b (\bar{Y}_{t+1} - \bar{Y}_t) + \bar{u}_{t+1} - \bar{u}_t.$$

Die Funktionsgleichung (143) wird nach  $\bar{q}_{i,t+1}$  aufgelöst und um eine Periode zeitverzögert:

$$(144) \quad \bar{q}_{i,t} = \frac{\delta a}{1 - \frac{1}{2}(\beta - \delta)} + \frac{b(1 + \delta/2)}{1 - 1/2(\beta - \delta)} \bar{Y}_t - \frac{b(1 - \delta/2)}{1 - 1/2(\beta - \delta)} \bar{Y}_{t-1} + \frac{1 + 1/2(\beta - \delta)}{1 - 1/2(\beta - \delta)} \bar{q}_{i,t-1} + \frac{1 + \delta/2}{1 - 1/2(\beta - \delta)} \bar{u}_t - \frac{1 - \delta/2}{1 - 1/2(\beta - \delta)} \bar{u}_{t-1}.$$

Gleichung (144) ist die eigentliche Schätzgleichung im Houthakker-Taylor-Modell, die in der folgenden Form zur Regressionsrechnung verwendet werden kann<sup>155</sup>:

$$(145) \quad \bar{q}_{i,t} = A_0 + A_1 Y_t + A_2 Y_{t-1} + A_3 q_{i,t-1} + w_t.$$

In der Regressionsfunktion (145) treten die gleichen Schätzprobleme wie im Koyck-Modell auf, die hier nicht weiter behandelt werden sollen<sup>156</sup>.

Die eigentlichen Strukturparameter können gemäß den Gleichungen (144) und (145) berechnet werden:

$$(146) \quad \delta = 2 \frac{A_1 - A_2}{A_1 - A_2}; \quad \beta = 4 \frac{A_1 A_3 + A_2}{(1 + A_3)(A_1 - A_2)}$$

$$a = \frac{A_0 A_1 - A_0 A_2 - A_0 A_1 A_3}{(1 + A_3)(A_1 + A_2)}; \quad b = \frac{A_1 + A_2}{1 + A_3}.$$

#### (4) Eine vereinfachte Ableitung des Houthakker-Taylor-Modells

Die Schätzfunktion (144) im Houthakker-Taylor-Modell kann, wie Gollnick gezeigt hat<sup>157</sup>, aus den gesetzten Hypothesen wesentlich vereinfacht abgeleitet werden.

Die allgemeine Nachfragefunktion (120) wird über  $t$  integriert und die Approximation für  $\bar{s}_{i,t}$  gemäß Gleichung (140) unmittelbar eingeführt. Man erhält dann:

$$(147) \quad \bar{q}_{i,t} = a + \beta \frac{s_{i,t+1} + s_{i,t}}{2} + b \bar{Y}_t + \bar{u}_t.$$

<sup>155</sup> Auf die Querbalken über den Variablen zur Kennzeichnung von diskreten Werten soll hier verzichtet werden.

<sup>156</sup> Vgl. S. 26 ff.

<sup>157</sup> H. Gollnick, Das Houthakker-Taylor-Nachfragemodell, seine Eigenschaften und Begrenzungen. Hamburg 1971. Unveröffentlichtes Manuskript.

Gleichung (121) wird analog dazu formuliert<sup>158</sup>:

$$(148) \quad s_{i,t+1} - s_{i,t} = \bar{q}_{i,t} - \delta \frac{s_{i,t+1} + s_{i,t}}{2} .$$

Die Gleichung (147) wird nun nach  $(s_{i,t+1} + s_{i,t})/2$  aufgelöst und in (148) eingesetzt:

$$(149) \quad s_{i,t+1} - s_{i,t} = \bar{q}_{i,t} - \frac{\delta}{\beta} (\bar{q}_{i,t} - a - b \bar{Y}_t - \bar{u}_t) .$$

Gleichung (149) kann um eine Zeitperiode verschoben werden:

$$(150) \quad s_{i,t+2} - s_{i,t+1} = \bar{q}_{i,t+1} - \frac{\delta}{\beta} (\bar{q}_{i,t+1} - a - b \bar{Y}_{t+1} - \bar{u}_{t+1}) .$$

Schreibt man (120) in Form erster Differenzen, so erhält man:

$$(151) \quad \bar{q}_{i,t+1} - \bar{q}_{i,t} = \frac{\beta}{2} \left[ (s_{i,t+2} + s_{i,t+1}) + (s_{i,t+1} - s_{i,t}) \right] + b (\bar{Y}_{t+1} - \bar{Y}_t) + \bar{u}_{t+1} - \bar{u}_t .$$

In (151) werden nun die Gleichungen (149) und (150) eingesetzt:

$$(152) \quad \bar{q}_{i,t+1} - \bar{q}_{i,t} = \frac{\beta}{2} \left[ \bar{q}_{i,t+1} - \frac{\delta}{\beta} (\bar{q}_{i,t+1} - a - b \bar{Y}_{t+1} - \bar{u}_{t+1}) + \bar{q}_{i,t} - \frac{\delta}{\beta} (\bar{q}_{i,t} - a - b \bar{Y}_t - \bar{u}_t) \right] + b (\bar{Y}_{t+1} - \bar{Y}_t) + \bar{u}_{t+1} - \bar{u}_t .$$

Durch Umformungen erhält man direkt die Schätzgleichung (144).

### (5) Das vereinfachte Houthakker-Taylor-Modell

Das in seinen Regressionskoeffizienten recht komplizierte Houthakker-Taylor-Modell wird noch wesentlich vereinfacht, wenn der Durchschnittsbestand innerhalb eines Jahres durch den Anfangsbestand approximiert wird<sup>159</sup>.

Die diskrete Ausgangsgleichung lautet dann<sup>160</sup>:

$$(153) \quad q_{i,t} = a + \beta s_{i,t} + b Y_t + u_t$$

$$(154) \quad s_{i,t+1} - s_{i,t} = q_{i,t} - \delta s_{i,t} .$$

<sup>158</sup> Gleichung (120) wird integriert und die lineare Approximation nach Gleichung (140) eingeführt.

<sup>159</sup> Vgl. H. Gollnick, Einführung . . . , S. 172 - 176.

<sup>160</sup> Auf eine Kennzeichnung der diskreten Variablen soll verzichtet werden, da Verwechslungen nicht zu befürchten sind.

Durch einfache Umformungen ergibt sich als Schätzfunktion<sup>161</sup>:

$$(155) \quad q_{i,t} = \delta a + b Y_t + b(\delta - 1) Y_{t-1} + (1 + \beta - \delta) q_{i,t-1} + u_t - (1 - \delta) u_{t-1}$$

bzw.

$$(156) \quad q_t = B_0 + B_1 Y_t + B_2 Y_{t-1} + B_3 q_{i,t-1} + w_t .$$

Die Strukturkoeffizienten werden formal einfacher als im eigentlichen Houthakker-Taylor-Modell:

$$(157) \quad a = \frac{B_0 B_1}{B_2 + B_1} ; \quad b = B_1$$

$$\beta = B_3 + \frac{B_2}{B_1} ; \quad \delta = -\frac{B_2}{B_1} + 1 .$$

Die Schätzfunktion (156) unterscheidet sich nicht von der Schätzfunktion (145) im Houthakker-Taylor-Modell, d. h. die empirischen Schätzwerte für die Koeffizienten in der Regressionsgleichung bleiben auch unter der vereinfachten Annahme, daß die Bestandsgröße mit ihrem Jahresanfangswert in das Modell eingeht, die gleichen. Die für die ökonomische Interpretation wesentlichen Strukturparameter dagegen ändern sich. Welchen von beiden Modellen der Vorzug zu geben ist, kann a priori kaum entschieden werden. Sollte sich jedoch bei den empirischen Berechnungen herausstellen, daß keine wesentlichen Differenzen in den jeweiligen Strukturparametern auftreten, so sollte das einfachere Modell vorgezogen werden.

#### (6) Die Einführung der Preise in das Houthakker-Taylor-Modell

Wie in den anderen Modellen sollen nun die Preise als zusätzliche erklärende Variable auch in dieses Modell eingeführt werden. Die Nachfragefunktion (120) wird dann zu

$$(158) \quad q_{i,t} = a + b Y_t + c P_{i,t} + \beta s_{i,t} + u_t .$$

Geht man von der Annahme aus, daß die Approximation von Houthakker und Taylor in Gleichung (140) gilt, dann erhält man als Endgleichung:

$$(159) \quad q_{i,t} = \frac{\delta a}{1 - 1/2(\beta - \delta)} + \frac{1 + 1/2(\beta - \delta)}{1 - 1/2(\beta - \delta)} q_{i,t-1}$$

$$+ \frac{b(1 + 1/2\delta)}{1 - 1/2(\beta - \delta)} Y_t - \frac{b(1 - 1/2\delta)}{1 - 1/2(\beta - \delta)} Y_{t-1}$$

$$+ \frac{c(1 + 1/2\delta)}{1 - 1/2(\beta - \delta)} P_{i,t} - \frac{c(1 - 1/2\delta)}{1 - 1/2(\beta - \delta)} P_{i,t-1}$$

$$+ \frac{1 + 1/2\delta}{1 - 1/2(\beta - \delta)} u_t - \frac{1 - 1/2\delta}{1 - 1/2(\beta - \delta)} u_{t-1} .$$

<sup>161</sup> Vgl. H. Gollnick, Einführung . . . , S. 173 f.

Wählt man dagegen die von Gollnick vorgeschlagene einfachere Version, ergibt sich:

$$(160) \quad q_{i,t} = \delta a + b Y_t + b(\delta - 1) Y_{t-1} + c P_{i,t} + c(\delta - 1) P_{i,t-1} + (1 + \beta - \delta) q_{i,t-1} + u_t - (1 - \delta) u_{t-1} .$$

In den Endgleichungen (159) bzw. (160) werden sechs Regressionskoeffizienten geschätzt, aus denen fünf Strukturparameter berechnet werden sollen. Damit ist die Schätzfunktion in den Koeffizienten überbestimmt und kann nicht mehr mit der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt werden<sup>162</sup>.

Da für diese Arbeit kein geeignetes Programm zur Verfügung stand, mußte auf die Einbeziehung der Preise für den empirischen Test des Modells verzichtet werden.

### (7) Die Eingrenzung der Koeffizienten im Houthakker-Taylor-Modell

Die Abschreibungsrate  $\delta$  muß nach Gleichung (121) stets  $0 \leq \delta \leq 1$  sein. Ist  $\delta = 1$ , dann wird der gesamte Bestand des Gutes innerhalb der Basisperiode verbraucht. Für  $\delta = 0$  dagegen ist die Bestandsveränderung mit der nachgefragten Menge identisch. Soll  $\delta$  zwischen Null und Eins liegen, müssen die geschätzten Regressionskoeffizienten  $A_1$  und  $A_2$  ungleiche Vorzeichen haben und der folgenden Bedingung genügen<sup>163</sup>:

$$(161) \quad |A_1 + A_2| < \frac{1}{2} |A_1 - A_2| .$$

Für das vereinfachte Houthakker-Taylor-Modell müssen die Koeffizienten  $B_1$  und  $B_2$  nach Gleichung (156) ebenfalls ungleiche Vorzeichen haben und die Bedingung  $B_2 \leq B_1$  erfüllen.

Da es sich bei der Schätzfunktion (145) um eine Differenzgleichung 1. Ordnung handelt, die konvergieren soll, muß der Koeffizient  $A_3$  immer absolut kleiner als eins sein. Es gilt daher

$$(162) \quad +1 > A_3 = \frac{1 + 1/2(\beta - \delta)}{1 - 1/2(\beta - \delta)} > -1 .$$

Die Bedingung (162) kann aber nur dann gelten, wenn  $\beta - \delta < 0$  ist. Da aber  $\delta$  positiv ist, muß  $\beta < \delta$  sein.

Diese Bedingung gilt ebenfalls für das vereinfachte Modell.

<sup>162</sup> Houthakker und Taylor benutzen zur Schätzung der Strukturparameter ein iteratives Schätzverfahren, das aber nicht zwangsläufig konvergiert. H. S. Houthakker und L. D. Taylor sowie G. Hausen, S. 23.

<sup>163</sup> Diese Bedingung kann unmittelbar aus der Gleichung (146) abgeleitet werden.



(8) Die Lag-Struktur und die Berechnung kurz- und langfristiger Nachfrageelastizitäten im Houthakker-Taylor-Modell

Das nächste Problem ist die Untersuchung der Lag-Struktur und der Elastizitäten im Houthakker-Taylor-Modell. Bei der Bestimmung der Lag-Struktur wird von der Differenzgleichung (145) ausgegangen, die mit der Gleichung (156) des vereinfachten Houthakker-Taylor-Modells formal identisch ist. Die Ergebnisse sind daher ohne Einschränkung übertragbar.

Die Lösung der Gleichung (145) ergibt:

$$(163) \quad q_{i,t} = A_0 \sum_{j=0}^{\infty} A_3^j + A_1 Y_t + \left[ A_2 + A_3 A_1 \right] \sum_{j=0}^{\infty} A_3^j Y_{t-j-1} .$$

Gleichung (163) ist eine Distributed-Lag-Funktion, in der die Nachfrage nach den Gütern des Privaten Verbrauchs vom Einkommen der laufenden Periode und aller Vorperioden abhängt. Die kurzfristige Reaktion  $RK_K$  wird durch den Koeffizienten  $A_1$  bei  $Y_t$  gegeben:

$$(164) \quad RK_K = A_1 .$$

Die Summe aller Koeffizienten bei  $Y_{t-j}$  spiegelt die langfristige Reaktion  $RK_L$  in bezug auf das Einkommen wieder. Man erhält

$$(165) \quad RK_L = \frac{A_1 + A_2}{1 - A_3} .$$

Für das eigentliche Houthakker-Taylor-Modell ergibt sich gemäß (163) die Distributed-Lag-Funktion

$$(166) \quad q_{i,t} = \frac{\delta a}{1 - 1/2(\beta - \delta)} \sum_{j=0}^{\infty} \left[ \frac{1 + 1/2(\beta - \delta)}{1 - 1/2(\beta - \delta)} \right]^j + \frac{b(1 + \delta/2)}{1 - 1/2(\beta - \delta)} Y_t + \frac{b\beta}{[1 - 1/2(\beta - \delta)]^2} \cdot \sum_{j=0}^{\infty} \left[ \frac{1 + 1/2(\beta - \delta)}{1 - 1/2(\beta - \delta)} \right]^j Y_{t-j-1} .$$

Die Reaktionskoeffizienten werden nach den Gleichungen (163) und (165) zu

$$(167) \quad RK_K = \frac{b(1 + \delta/2)}{1 - 1/2(\beta - \delta)} .$$

$$(168) \quad RK_L = \frac{b\delta}{\beta - \delta} .$$

Für das vereinfachte Houthakker-Taylor-Modell kann eine wesentlich einfachere Distributed-Lag-Funktion abgeleitet werden

$$(169) \quad q_{i,t} = \delta a \sum_{j=0}^{\infty} (1 + \beta - \delta)^j + b Y_t \\ + \beta b \sum_{j=0}^{\infty} (1 + \beta - \delta)^j Y_{t-j-1} .$$

Sie impliziert die Reaktionskoeffizienten:

$$(170) \quad RK_K = b$$

$$(171) \quad RK_L = \frac{b \delta}{\delta - \beta} .$$

Bemerkenswert ist, daß in beiden Modellversionen die Ausdrücke für den langfristigen Reaktionskoeffizienten identisch sind, obwohl die Strukturparameter unterschiedlich sind. Es soll noch darauf hingewiesen werden, daß die numerischen Werte in beiden Modellvarianten identisch sein müssen, da sie aus den gleichen empirischen Werten gemäß den Gleichungen (164) und (165) berechnet werden.

Für die kurz- und langfristigen Einkommenselastizitäten, die nach den Reaktionskoeffizienten berechnet werden, ergibt sich auf der Grundlage des Houthakker-Taylor-Modells<sup>164</sup>

$$(172) \quad \varepsilon_K^Y = \frac{b (1 + \delta/2)}{1 - 1/2 (\beta - \delta)} \cdot \frac{Y_t}{q_{i,t}}$$

bzw.

$$\varepsilon_L^Y = \frac{b \delta}{\delta - \beta} \cdot \frac{Y_t}{q_{i,t}} .$$

Untersucht man den durch die Funktion (166) für das eigentliche Houthakker-Taylor-Modell und durch (169) für das vereinfachte Houthakker-Taylor-Modell gegebenen Distributed Lag, so zeigt sich, daß der Einfluß des Einkommens von der Periode  $t - 1$  an entsprechend einer abnehmenden geometrischen Reihe sinkt, da der Koeffizient  $[1 + 1/2 (\beta - \delta)] / [1 - 1/2 (\beta - \delta)]$  bzw.  $(1 + \beta - \delta)$  kleiner als eins sein muß<sup>165</sup>.

Die Lag-Struktur des Houthakker-Taylor-Modells ist daher mit der des Koyck-Modells nach Funktion (5) identisch.

Abschließend kann festgehalten werden, daß das Houthakker-Taylor-Modell ein kontinuierliches Zeitmodell ist, das durch unterschiedliche Approximationen in ein diskretes Modell überführt werden kann. Obwohl es nicht von zeitverzögerten Variablen ausgeht, impliziert es einen Distributed Lag, der

<sup>164</sup> Auf die Angabe der entsprechenden Elastizitäten nach dem vereinfachten Houthakker-Taylor-Modell kann verzichtet werden, da sie trivialerweise in ihren numerischen Werten mit den hier angegebenen übereinstimmen.

<sup>165</sup> Vgl. S. 102.

von der Periode  $t - 1$  an durch eine abnehmende geometrische Reihe approximiert wird. Das Modell ist in bezug auf die Einführung weiterer erklärender Variablen recht starr, da bei analoger Ableitung die Koeffizienten überbestimmt sind. Alternative Funktionstypen können nicht in das Modell eingeführt werden<sup>166</sup>.

#### 2.3.4.2. Die empirischen Ergebnisse

##### (1) Die ausgewählten Nachfragefunktionen

In diesem Abschnitt wird das Houthakker-Taylor-Modell empirisch getestet. Es wurde die Funktion (145) für alle Ausgabearten nach dem Taylor-Wilson-Verfahren für den Stützbereich 1950 - 1967 geschätzt:

$$(145) \quad q_{i,t} = A_0 + A_1 Y_t + A_2 Y_{t-1} + A_3 q_{i,t-1} + w_t .$$

Die Regressionsfunktionen wurden dann akzeptiert, wenn das Bestimmtheitsmaß mit 99 vH Sicherheitswahrscheinlichkeit gegen die Nullhypothese abgesichert, der Variationskoeffizient  $V$  kleiner als 0,1, die  $t$ -Werte für die Regressionskoeffizienten bei den eigentlichen ökonomischen Variablen  $Y_t$ ,  $Y_{t-1}$  und  $q_{i,t-1}$  größer als eins waren und der Durbin-Watson-Koeffizient über der oberen kritischen Grenze lag. Die ausgewählten Regressionsfunktionen sind in der Tabelle A2 im Anhang ausgewiesen.

Da die Schätzfunktion (145) mit der Modellvariante Ia im Koyck-Modell formal identisch ist, gelten für die Auswahl der Regressionsfunktionen die gleichen Argumente, die aber hier noch einmal kurz wiederholt werden sollen, um die Übersichtlichkeit zu erleichtern.

Insgesamt konnten für acht Gütergruppen Regressionsfunktionen gemäß den genannten Prüfmaßen ausgewählt werden. Für die restlichen 47 Ausgabearten mußten die geschätzten Funktionen zurückgewiesen werden, da sie einzelne Prüfmaße nicht erfüllten. Zwar war das Bestimmtheitsmaß  $R^2$  für alle Gütergruppen mit Ausnahme der Ausgabearten 8 (Kartoffeln) und 25 (Kohle und sonstige feste Brennstoffe) mit der vorgegebenen Sicherheitswahrscheinlichkeit gegen Null abgesichert, jedoch konnten die Einflüsse der einzelnen Variablen nicht gesichert nachgewiesen werden, da die  $t$ -Werte in den meisten Regressionsfunktionen bei mindestens einer der ökonomisch relevanten Variablen kleiner als eins waren. Dies kann auf die hohe Multikollinearität zwischen den erklärenden Variablen zurückgeführt werden<sup>167</sup>.

Nur in 14 Regressionsfunktionen waren die  $t$ -Werte für die Regressionskoeffizienten bei allen drei Variablen  $Y_t$ ,  $Y_{t-1}$  und  $q_{i,t-1}$  größer als eins. Ungünstige Werte des Durbin-Watson-Koeffizienten, der zwar in den meisten Fällen über der kritischen Grenze lag, führten dazu, daß die Regressions-

<sup>166</sup> H. S. Houthakker und L. D. Taylor.

<sup>167</sup> Vgl. S. 127 f.

funktionen für die Ausgabearten 6 (Speisefette und -öle) und 18 (Tabakwaren) abgelehnt werden mußten.

Insgesamt ergab die Schätzfunktion (145) unter den hier gemachten Annahmen über die Prüfmaße nur relativ wenig brauchbare Regressionsergebnisse.

Die Restriktionen (171) und (162) waren in allen acht Funktionen erfüllt, so daß für sie die Strukturparameter für das eigentliche Houthakker-Taylor-Modell nach Gleichung (146) und für die vereinfachte Version nach Gleichung (157) berechnet werden konnten (vgl. Tabelle 13).

Die Ergebnisse unterscheiden sich bei beiden Modellversionen kaum, so daß keine differenzierte Interpretation erforderlich ist.

Die Abschreibungsquote  $\delta$  war für alle Ausgabearten kleiner als absolut eins. Bei den Ausgaben für Verkehrszwecke (36, 39, 41) ist sie relativ klein, für Nahrungsmittel (13, 17, 18a) hingegen liegt sie nahe bei eins.

Der Koeffizient  $\beta$ , der den Einfluß der Bestandshöhe bzw. des Verbrauchsniveaus angibt, hat für die Ausgabearten Nahrungsmittel (13), Alkoholische Getränke (16), Getränke insgesamt (17) und Nahrungs- und Genußmittel (18a) positive Vorzeichen. Bei diesen Gütern handelt es sich um Verbrauchsgüter, bei denen ein erreichtes Konsumniveau einen positiven Einfluß auf die Konsumnachfrage ausübt.

Bei den übrigen Ausgabearten ist das Vorzeichen des Koeffizienten  $\beta$  negativ; d. h. bei diesen Gütern geht vom Bestand ein negativer Einfluß auf die Konsumnachfrage aus. Für die Verkehrsausgaben erscheint dieses Ergebnis durchaus plausibel. Bei der Nachfrage nach Büchern, Zeitungen und Zeitschriften muß allerdings das negative Vorzeichen sehr kritisch beurteilt werden.

Die kurz- und langfristigen Reaktionskoeffizienten haben, wie Tabelle 13 zeigt, immer ein positives Vorzeichen; d. h. bei einer realen Einkommenserhöhung steigt auch die reale Nachfrage nach diesen Gütern.

Bei den Ausgabearten, bei denen der Koeffizient  $\beta$  negativ ist, ist der langfristige Reaktionskoeffizient kleiner als der kurzfristige. Bei der Interpretation der Distributed-Lag-Funktionen (166) bzw. (169) kann man davon ausgehen, daß die Konsumenten in der ersten Periode stärker reagierten als es ihrem langfristigen Gleichgewicht entspricht und diese Überanpassung in den darauf folgenden Perioden wieder ausgleichen. Dieses schon im Koyck-Modell beobachtete Anpassungsverhalten wird von Houthakker und Taylor als negativer Einfluß der Bestandsvariablen erklärt<sup>168</sup>.

Abschließend kann festgestellt werden, daß die in Tabelle 13 berechneten Strukturparameter des Houthakker-Taylor-Modells plausibel sind und in den durch das Modell vorgegebenen Größenordnungen bleiben.

---

<sup>168</sup> Vgl. S. 35 f.

**Tabelle 13: Strukturkoeffizienten und Einkommenselastizitäten ausgewählter Ausgabearten nach dem Houthakker-Taylor Modell, 1950 - 1967 (Bundesgebiet)**

Ausgabearte)	Modell-variante(b)	Strukturkoeffizienten						Einkommens-elastizitäten	
		a	b	$\beta$	$\delta$	RK <sub>K</sub>	RK <sub>L</sub>	$\epsilon_K^Y$	$\epsilon_L^Y$
13	I	119,544	0,128	0,210	0,757	0,139	0,177	0,608	0,768
	II		0,139	0,120	0,549				
16	I	- 26,335	0,045	0,247	0,583	0,050	0,079	1,161	1,847
	II		0,050	0,164	0,451				
17	I	- 21,967	0,042	0,574	0,992	0,052	0,100	0,831	1,617
	II		0,052	0,318	0,663				
18 a	I	97,886	0,212	0,331	0,916	0,239	0,332	0,745	1,032
	II		0,239	0,176	0,628				
36	I	-129,876	0,087	-0,106	0,261	0,083	0,062	4,790	3,639
	II		0,083	-0,079	0,231				
39	I	113,004	0,021	-0,291	0,185	0,019	0,008	0,803	0,333
	II		0,019	-0,215	0,169				
41	I	139,296	0,122	-0,007	0,196	0,122	0,118	1,823	1,777
	II		0,122	-0,006	0,178				
47	I	- 5,224	0,019	-0,132	0,417	0,018	0,014	1,399	1,091
	II		0,018	-0,085	0,345				

a) Vgl. Tabelle A.1 im Anhang, - b) Modellvariante I ist das eigentliche Houthakker-Taylor Modell mit der Endgleichung (144) und Modellvariante II das vereinfachte Modell mit der Endgleichung (155).

Zur weiteren Bewertung des Modells sollen die Einkommenselastizitäten analysiert werden.

## (2) Die Nachfrageelastizitäten

Die kurz- und langfristigen Einkommenselastizitäten, die für beide Modellversionen identisch sind, wurden nach der Gleichung (172) berechnet und in Tabelle 13 ausgewiesen. Da sie den Elastizitäten im Koyck-Modell nach Funktion (75) entsprechen, sollen sie hier nur kurz diskutiert werden.

Das Vorzeichen der Einkommenselastizitäten ist immer positiv. Für die Nahrungsmittel (13) sind die kurz- und langfristigen Elastizitäten kleiner als eins; bei den Genußmitteln (16) und (17) ist die langfristige Elastizität größer als eins. Für die Ausgabearten mit negativen  $\beta$  sind die langfristigen Elastizitäten kleiner als die entsprechenden kurzfristigen.

Werden die Ausgabearten nach ihren Wachstumsintensitäten in „schwach wachsende“ ( $\varepsilon_L^Y < 1$ ), „wachsende“ ( $1 \leq \varepsilon_L^Y < 2$ ) und „stark wachsende“ Ausgabearten ( $\varepsilon_L^Y > 2$ ) geordnet, so ergeben sich keine wesentlichen Verschiebungen zu den anderen Modellen. Die Ergebnisse sind in Tabelle 14 ausgewiesen.

Als Ergebnis des Houthakker-Taylor-Modells bleibt festzuhalten, daß sich bei ihm nur wenige Funktionen als signifikant erwiesen haben. Die berechneten Strukturparameter zeigen, daß zwischen den beiden Modellvarianten nur geringfügige Unterschiede bestehen, so daß der einfacheren Variante der Vorzug gegeben werden sollte. Die Größenordnungen und Vorzeichen der Parameter sind plausibel und lassen daher keine weitere Diskriminierung der Funktionen zu.

**Tabelle 14: Ausgewählte Ausgabearten nach ihrer Wachstumsintensität im Houthakker-Taylor Modell, 1950 - 1967 (Bundesgebiet)**

Lfd. Nr.	Ausgabeart <sup>a)</sup>
	<b>Stark wachsende Ausgabearten</b>
36	Kraftfahrzeuge, Fahrräder
	<b>Wachsende Ausgabearten</b>
16	Alkoholische Getränke
41	Waren und Dienstleistungen für Verkehrszwecke, Nachrichtenübermittlung
17	Getränke
47	Bücher, Zeitungen, Zeitschriften
18 a	Nahrungs- und Genußmittel
	<b>Schrumpfende bzw. schwach wachsende Ausgabearten</b>
13	Nahrungsmittel
39	Fremde Verkehrsleistungen

a) Vgl. Tabelle A 1.

## 3. Zusammenfassung der Ergebnisse und kritische Beurteilung der Modelle

In diesem Abschnitt werden die wesentlichen Ergebnisse noch einmal zusammengefaßt und die Modelle kritisch beurteilt.

### 3.1. Zusammenfassung der Ergebnisse

Insgesamt konnten aus den verschiedenen Modellen für 50 Ausgabearten Regressionsfunktionen entsprechend den zugrundegelegten Auswahlkriterien akzeptiert werden. Damit sind für die meisten Güter des Privaten Verbrauchs Erklärungsansätze gefunden worden. Lediglich für die Ausgabearten 5 (Butter), 24 (Gas), 25 (Kohlen und sonstige feste Brennstoffe), 26 (Flüssige Brennstoffe), 32 (Dienstleistungen für die Haushaltsführung) und 34 (Fremde Reparaturen und Änderungen) konnten keine akzeptablen Funktionen ermittelt werden. Für die übrigen Gütergruppen waren die Ergebnisse meist nach mehreren Modellen signifikant. Eine weitere Auswahl der Schätzfunktionen für die einzelnen Ausgabearten soll in dieser Arbeit nicht vorgenommen werden, da die empirischen Ergebnisse das nicht eindeutig zulassen. Dieses Ergebnis kann darauf zurückgeführt werden, daß die statistischen Prüfmaße relativ unscharf sind und die einzelnen Hypothesen fließend ineinander übergehen; sie können daher nur schwer diskriminiert werden. Im einzelnen wurden nach dem statischen Modell für 31, nach dem Anpassungsmodell für 41, nach dem Koyck-Modell für 31 und schließlich nach dem Houthakker-Taylor-Modell für acht Ausgabearten Funktionen akzeptiert (vgl. Tabelle 15). Durch die Einführung der dynamischen Modelle wurden für 19 Gütergruppen, für die das statische Modell keinen Erklärungsansatz für die weitere Analyse erbrachte, signifikante Ergebnisse erzielt<sup>1</sup>. Mithin hat sich die Einführung der dynamischen Modelle für die Bestimmung von Nachfragefunktionen als fruchtbar erwiesen, was besonders unter prognostischen Gesichtspunkten von Bedeutung erscheint.

Im Rahmen der dynamischen Modelle ist bemerkenswert, daß das Anpassungsmodell im Gegensatz zum mehr formal-mathematischen Koyck-Modell auch für eine Reihe von Gütern des Nahrungsmittelbereichs zu sinnvollen

---

<sup>1</sup> Es muß allerdings darauf hingewiesen werden, daß die Auswahlkriterien für die Schätzfunktionen nach verschiedenen Modellen nur bedingt vergleichbar sind.

**Regressionsfunktionen nach den verschiedenen Modellen**

Ausgabeart <sup>a)</sup>	Statisches Modell	Statisches Modell mit expliziter Trendvariablen	Anpassungsmodell	Koyck-Modell	Houthakker-Taylor Modell
1	—	—	3	—	—
2	4	—	2	—	—
3	2	1	2	—	—
4	5	—	3	1	—
5	—	—	—	—	—
6	—	—	1	—	—
7	2	—	—	2	—
8	—	—	1	1	—
9	—	—	2	—	—
10	—	—	2	3	—
11	10	—	2	1	—
12	5	—	2	2	—
13	—	—	2	4	1
14	3	—	3	—	—
15	—	—	1	—	—
16	—	—	1	2	1
17	1	—	—	2	1
18	1	—	—	—	—
18 a	—	—	1	2	1
19	2	—	—	—	—
20	8	1	1	—	—
21	8	—	—	—	—
22	1	—	2	2	—
23	2	—	1	1	—
24	—	—	—	—	—
25	—	—	—	—	—
26	—	—	—	—	—
27	3	1	3	2	—
28	2	—	1	2	—
29	3	—	1	—	—
30	—	—	2	1	—
31	4	—	1	—	—
32	—	—	—	—	—
33	1	—	—	—	—
34	—	—	—	—	—
35	4	1	3	1	—
36	4	—	—	1	1
37	2	—	1	—	—
38	1	—	2	2	—
39	—	—	—	2	1
40	2	—	1	1	—
41	7	—	1	2	1
42	—	—	2	1	—
43	4	—	2	—	—
44	—	—	3	2	—
45	—	—	2	1	—
46	—	—	2	1	—
47	1	—	2	1	1
48	6	1	1	—	—
49	—	—	2	1	—
50	1	—	3	1	—
51	—	—	2	2	—
52	6	—	1	—	—
53	1	—	1	—	—
54	—	—	1	1	—
55	—	—	—	1	—

a) Vgl. Tabelle A 1.



Funktionen geführt hat. Dieses Ergebnis ist im wesentlichen darauf zurückzuführen, daß zur Schätzung der Modelle unterschiedliche Verfahren benutzt wurden. Für das Houthakker-Taylor-Modell konnten insgesamt nur acht Schätzfunktionen ausgewählt werden, was hauptsächlich auf die hohe Multikollinearität zurückgeführt werden muß.

Die aus den akzeptierten Funktionen berechneten Einkommenselastizitäten, die in Tabelle 16 zusammengefaßt sind, ergaben zumeist plausible Werte. Nur für die Gütergruppen 6 (Speisefette und -öle), 8 (Kartoffeln) und 50 (Kunst, Sport und Vergnügen) waren die geschätzten Einkommenselastizitäten negativ. Da es sich bei diesen Ausgabearten um geringwertige Konsumgüter handelt, ist dieses Ergebnis ebenfalls akzeptabel.

Bemerkenswert ist ferner, daß die Einkommenselastizitäten der Nachfrage nach geringwertigen Gütern, die aus den dynamischen Modellen geschätzt wurden, deutlich kleiner sind, als diejenigen, die aus dem statischen Modell berechnet wurden. Hier muß angenommen werden – und das trifft insbesondere für die Nachfrage nach Nahrungsmitteln zu –, daß die Elastizitäten im statischen Modell überschätzt werden.

Bei den übrigen Gütern liegen die Einkommenselastizitäten nach dem statischen Modell meist zwischen den kurz- und langfristigen Elastizitäten, die aus den dynamischen Modellen berechnet wurden. Dieses Ergebnis bestätigt die Hypothese, daß im allgemeinen die statische Elastizität ein Mittelwert aus lang- und kurzfristiger Elastizität ist<sup>2</sup>.

Preiselastizitäten, die aus dem statischen und aus dem Anpassungsmodell berechnet wurden, konnten nur für die Nachfrage nach 21 Ausgabearten nachgewiesen werden. Das Vorzeichen der Preiselastizitäten für die Gütergruppen 22 (Mieten), 36 (Kraftfahrzeuge) und 53 (Persönliche Ausstattung, sonstige Waren) war positiv und entsprach damit nicht den Erwartungen. Die Interpretation dieser Elastizitäten ist daher besonders vorsichtig zu handhaben. Über die Größenordnungen der einzelnen Preiselastizitäten kann nichts gesagt werden, da entsprechende Erfahrungswerte für die hier diskutierten Gütergruppen bisher für die Bundesrepublik Deutschland nicht vorliegen.

Zusammenfassend kann festgehalten werden, daß die getesteten ökonomischen Modelle zu einer Vielzahl von signifikanten Schätzfunktionen geführt haben und daß die daraus berechneten Nachfrageelastizitäten weitgehend plausibel sind. Allerdings lassen die empirischen Ergebnisse keine Präferenzierung eines der Modelle zu, so daß das Konsumentenverhalten nicht von einem der Modelle voll abgedeckt wird. Vielmehr ist es so, daß einzelne Modelle für verschiedene Güter bzw. Gütergruppen signifikante Ergebnisse gebracht haben.

---

<sup>2</sup> H. Gollnick, Einführung . . . , S. 121 f.

**Tabelle 16: Zusammengefaßte Einkommenselastizitäten ausgewählter Ausgabearten nach den akzeptierten Funktionstypen und Modellvarianten<sup>a)</sup>**

Ausgabeart <sup>b)</sup>	Statisches Modell <sup>c)</sup>					Koyck Modell <sup>d)</sup>				Anpassungsmodelle <sup>e)</sup>				
	Funktionstyp					Modellvariante								
	lin	log	log-lin	lin-log	inv	I a	I b	II a	II b	III a	III b	IV		
1										0,371	0,519	0,453		
2	0,991	0,979	1,180		0,924					0,722	1,010	0,802		
3				0,756	0,838					0,317		0,788		
4	0,673	0,685	0,715	0,674			0,364			0,493	0,413	0,788		
6	0,694						0,577			0,314	0,729	1,069		
7		0,590								0,723	0,417	0,601		
8										0,447	0,605	0,457		
9										-0,132		0,601		
10										-0,518		0,601		
11	0,511	0,477	0,708	0,894	0,441				0,105					
12	0,851	0,844	0,894	0,825	0,832				0,269					
	0,926	1,061		0,902	0,913				-0,213					
					1,214				-1,014					
										0,486	0,523			
										0,778	0,821			
										0,360	0,311			
										1,174	1,050			
										0,468	0,363			
										0,711	0,693			
										0,556	0,437			
										1,023	0,829			



Ausgabe-art(b)	Statisches Modell(c)					Koyck Modell(d)				Anpassungsmodelle(e)			
	Funktionstyp					Modellvariante							
	lin	log	log-lin	lin-log	Inv	I a	1 b	II a	II b	III a	III b	IV	
30								0,407		0,345	0,414		
31		1,024	1,102 1,341		0,975			0,813		0,811	0,827		
33	1,505									0,566 1,286			
35	1,068	1,063	1,073		1,061		0,844			0,748	0,733	0,842	
36	5,789	4,890	6,260		5,290	4,790 3,639	3,016			1,015	0,973	1,022	
37			3,130		3,568								
38	2,816						0,836		1,357	0,325		0,955	
39						0,803 0,333	2,986		5,420	6,259		5,968	
40	2,661			2,598					0,137 0,249	0,722	0,267		
41	1,709	1,480 1,842	1,652 1,878	1,603	1,952	1,823 1,777	0,927		4,268	2,934	2,961		
42							1,817				0,723		
43	1,208	1,222		1,173	1,250				0,538 1,855	0,412 1,174	0,600 1,044	0,464 1,462 0,817 1,316	

44					0,551 0,950	0,478 1,111	0,504 1,130	0,307 0,961	0,597 1,460
45					1,184 2,287		0,887 2,072	1,653 2,255	
46					0,814 2,261		0,514 32,113	0,939 1,395	
47				1,098	1,399 1,091			0,717 1,053	0,611 1,480
48				1,594 1,665	1,464 1,590	1,610	1,076 1,480		
49							0,302 0,592	0,192 0,486	
50				1,191			-0,215 -0,717	-0,120 -0,710	0,540 1,217
51							0,500 4,543	0,396 1,994	
52				1,206	1,200 1,179				1,142 1,312
53				1,130 1,256			0,411 1,349		
54							0,283 2,021	0,201 0,633	
55									

a) Bei den dynamischen Modellen geben die oberen Zahlen die kurzfristigen und die unteren Zahlen die langfristigen Elastizitäten an. — b) Vgl. Tabelle A 1 im Anhang. — c) Vgl. Tabelle 2. Im statischen Modell beziehen sich die oberen Elastizitäten auf den Stützbereich 1950 - 1967 und die unteren auf 1955 - 1967. — d) Vgl. Tabelle 7: die Einkommenselastizitäten nach dem Houthakker-Taylor Modell stimmen mit Modellvariante Ia überein. — e) Vgl. Tabelle 11.

**Tabelle 17: Zusammengefaßte Preiselastizitäten ausgewählter Ausgabearten nach den Funktionstypen des statischen Modells und nach dem Anpassungsmodell**

Ausgabe- art(a)	Statisches Modell(b)												Anpassungs- modell(c)	
	1950 - 1957						1955 - 1957						$\epsilon_K^P$	$\epsilon_L^P$
	lin	log	log-lin	lin-log	inv	lin	log	log-lin	lin-log	inv				
1	-1,327	-1,370	-1,688		-1,368							-1,142	-1,549	
2												-0,335	-0,441	
4														
7		-1,355			-1,275									
11	-0,634	-0,674		-0,922	-0,694									
14														
17	-1,616											-1,071	-2,314	
22														
27					-1,161			-1,557	1,227			-0,528	-1,005	
28			-1,804		-1,806				-2,016					
35												-0,766	-0,930	
36		6,051				4,549				5,290				
38														
40														
42												-1,218	-7,613	
43												-1,010	-3,185	
44												-0,445	-0,716	
47												-0,619	-1,513	
50												-0,625	-1,512	
52					-0,399							-1,030	-2,319	
53				1,728								-0,952	-1,093	

a) Vgl. Tabelle A 1 im Anhang. — b) Vgl. Tabelle 2. — c) Vgl. Tabelle 11.

### 3.2. Kritische Beurteilung der Modelle

Um die hier ermittelten empirischen Ergebnisse in ihrem theoretischen Rahmen beurteilen zu können, sollen noch einmal einige theoretische Implikationen der Modelle hervorgehoben werden.

Das statische Modell geht von den theoretischen Vorstellungen der Wahlhandlungstheorie aus, in der die Konsumnachfrage im wesentlichen durch das Einkommen und die Preise erklärt wird<sup>3</sup>. In hochentwickelten Volkswirtschaften wie der Bundesrepublik Deutschland ist es aber fraglich, ob nicht sozioökonomische und sozialpsychologische Variable eine ähnlich wichtige Rolle spielen wie das Einkommen<sup>4</sup>.

Ferner muß der statische Charakter dieser Nachfragefunktionen, in denen nur Gleichgewichtssituationen beschrieben werden, als sehr restriktiv angesehen werden. Das statische Modell ist daher als eine erste Annäherung zur Erfassung des Konsumentenverhaltens zu verstehen.

Bei der Modifizierung dieses engen Erklärungskonzepts ist zu berücksichtigen, daß Konsumgüterkäufe gewohnheitsbildend wirken und daß regelmäßig vorgenommene Kaufakte einen „Bestand“ an Konsumgewohnheiten aufbauen, der die laufende Marktnachfrage mitbestimmt<sup>5</sup>. Bei geänderten Datenkonstellationen werden die Konsumenten nicht unmittelbar reagieren, da sie ihre angenommenen Gewohnheiten nur allmählich ändern.

Durch die Einführung einer expliziten *t*-Variablen konnte das statische Modell nicht wesentlich verbessert werden, da die schematische Trendvariable als ökonomischer Erklärungsfaktor unbefriedigend blieb.

Interessant hingegen ist die dynamische Formulierung der Nachfragefunktionen, in denen bei geeigneter Formulierung der Hypothesen Anpassungsprozesse im Zeitablauf beschrieben werden können. Durch die Spezifizierung der Modelle treten jedoch erhebliche statistische Schätzprobleme auf. Im Koyck-Modell wurden Annahmen über die Lag-Struktur der Koeffizienten gemacht, um die Endgleichung schätzen zu können. Auch das Anpassungsmodell und das Houthakker-Taylor-Modell, in denen nicht explizit von dynamischen Verhaltensgleichungen ausgegangen wird, implizieren eine bestimmte Lag-Struktur der Koeffizienten. In allen hier getesteten Modellen entsprach diese Lag-Struktur von der ersten bzw. zweiten Periode an einer abnehmenden geometrischen Reihe<sup>6</sup>. Inwieweit diese Restriktion in einem Modell akzeptabel ist, kann a priori nicht entschieden werden. Im Bereich der Konsumanalyse auf der Basis von Jahresdaten hat es sich gezeigt, daß die Annahme

<sup>3</sup> H. Schmucker, S. 4.

<sup>4</sup> Vgl. B. Blerwert und H.-J. Niessen, Privater Verbrauch und Konjunktur. „Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik“, Stuttgart, Bd. 186 (1973), S. 24 ff.

<sup>5</sup> H. Schaefer, Die Probleme einer theoretischen Grundlegung der ökonometrischen Analyse der Konsumnachfrage. Dissertation Köln 1967, S. 222 f.

<sup>6</sup> Auf die Verallgemeinerung der Lag Struktur durch Solow und Jorgenson soll noch einmal hingewiesen werden. R. M. Solow, S. 393 - 406 und D. W. Jorgenson, Rational Distributed . . . , S. 135 - 149.

eines mit der Zeit abnehmenden Einflusses des Einkommens gerechtfertigt erscheint. Trotzdem ist die formal-mathematische Bestimmung der Lag-Struktur unbefriedigend, und es sollte versucht werden, theoretische Verhaltenshypothesen aufzustellen, die bestimmte Lag-Strukturen implizieren<sup>7</sup>. Insbesondere für Anpassungsmodelle hat man versucht, Verlustfunktionen aufzustellen, in denen die Kosten, die dadurch verursacht werden, daß man sich nicht im Gleichgewicht befindet, und die Kosten, die durch Verhaltensänderungen entstehen, berücksichtigt werden<sup>8</sup>. Die Minimierung einer solchen Verlustfunktion soll zur optimalen Anpassung führen. Trotz einer Reihe von theoretischen Arbeiten zu diesen Problemen kann gesagt werden, daß eine Theorie der optimalen Anpassung bisher noch nicht entwickelt worden ist<sup>9</sup>.

Ein weiteres Problem der dynamischen Modelle ergibt sich aus der Einführung von zusätzlichen Erklärungsvariablen. In dem hier untersuchten Modell wurde grundsätzlich die gleiche Lag-Verteilung der Koeffizienten für die Erklärungsfaktoren Einkommen und Preise unterstellt. Hebt man diese Annahme auf, so kommt es zu erheblichen Schätzschwierigkeiten und für mehr als zwei erklärende Variable zu recht umfangreichen Schätzfunktionen<sup>10</sup>.

Ein besonderes Charakteristikum der hier diskutierten dynamischen Modelle besteht darin, daß die Schätzfunktionen die endogene Variable zeitverzögert als Regressor enthalten. Dadurch treten erhebliche Schätzprobleme auf, und die statistischen Prüfmaße verlieren stark an Gültigkeit. Erschwerend kommt im Koyck- und im Houthakker-Taylor-Modell hinzu, daß die Ableitung der Schätzfunktionen aus den Modellannahmen zwangsläufig zu autokorrelierten Restschwankungen führt. Die Lösung dieser Probleme steht noch aus, so daß es sich vorläufig anbietet, einfache Schätzverfahren zu benutzen und die üblichen Prüfmaße entsprechend vorsichtig zu interpretieren.

Bei der Beurteilung der dynamischen Modelle sollte man sich ferner bewußt sein, daß einzelne Schätzfunktionen bei den verschiedenen Modellen identisch sind. So stimmen die Koyck-Funktion (54) und die Schätzfunktion (101) nach dem Anpassungsmodell formal überein, wie man unmittelbar sieht:

$$(54) \quad q_{i,t} = B_0 + B_1 Y_t + B_2 q_{i,t-1} + w_t$$

$$(101) \quad q_{i,t} = A_0 + A_1 Y_t + A_2 q_{i,t-1} + w_t .$$

Aus der gleichen reduzierten Form können also verschiedene Modelle und damit verschiedene ökonomische Strukturen abgeleitet werden. Welchem

<sup>7</sup> Z. Griliches, *Distributed Lags . . .*, S. 42 ff. — E. L. Fleige, S. 462 ff.

<sup>8</sup> Vgl. z. B. R. Eisner and R. Strotz, *Determinants of Business Investment*. In: CMC, *Impacts of Monetary Policy*. Englewood Cliffs 1963.

<sup>9</sup> Vgl. Z. Griliches, *Distributed Lags . . .*, S. 44 f. und die dort angegebene Literatur.

<sup>10</sup> Z. Griliches, *Distributed Lags . . .*, S. 45. — Vgl. auch S. 58 ff., wo ein Modell abgeleitet wird, in dem unterschiedliche Lag Strukturen für die Koeffizienten der Einkommens- und Preisvariablen unterstellt werden.



der Modelle der Vorzug zu geben ist, kann aus den geschätzten Parametern nicht abgeleitet werden. Das Anpassungsmodell hat den Vorzug, daß die Restschwankungen nicht zwangsläufig autokorreliert sind und die Schätzfunktion mit der Methode der kleinsten Quadrate berechnet werden kann. Ferner behalten die statistischen Prüfmaße weitgehend ihre Gültigkeit<sup>11</sup>. Das Koyck-Modell ist indes in Bezug auf die Lag-Struktur flexibler, da die geometrisch abnehmende Gewichtung zu einem beliebigen Zeitpunkt begonnen werden kann. Geht man davon aus, daß diese Gewichtung von der Periode  $t - 1$  an gilt, dann entspricht die Schätzfunktion (51) im Koyck-Modell der Schätzfunktion (145) im Houthakker-Taylor-Modell.

Auch hier ist eine Diskriminierung zwischen den Modellen nur über ökonomische Plausibilitätserwägungen möglich. Im Zweifel sollte man dem Modell den Vorzug geben, daß speziellere ökonomische Hypothesen beinhaltet, da solche Modelle im allgemeinen leichter zu falsifizieren sind<sup>12</sup>. Unter diesem Gesichtspunkt wäre das Houthakker-Taylor-Modell dem Koyck-Modell vorzuziehen.

---

<sup>11</sup> Vgl. S. 27 ff.

<sup>12</sup> Vgl. H. Albert, Probleme der Theoriebildung. Entwicklung, Struktur und Anwendung sozialwissenschaftlicher Theorien. In: Theorie und Realität. Ausgewählte Aufsätze zur Wissenschaftslehre. Hrsg. von H. Albert. Tübingen 1964, S. 25 f.

## Literaturverzeichnis

- Albert, Hans: Probleme der Theoriebildung. Entwicklung, Struktur und Anwendung sozialwissenschaftlicher Theorien. In: Theorie und Realität. Ausgewählte Aufsätze zur Wissenschaftslehre. Hrsg. von H. Albert. Tübingen 1964, S. 25 f.
- Allen, Richard G. D.: Mathematik für Volks- und Betriebswirte. Eine Einführung in die mathematische Behandlung der Wirtschaftstheorie. Berlin 1956
- Almon, Shirley: The Distributed Lag Between Capital Appropriations and Expenditures. „Econometrica“, New Haven (Conn.), Vol. 33 (1965), S. 178 - 196
- Alt, Franz F. L.: Distributed Lags. „Econometrica“, Vol. 10 (1942), S. 113 - 128
- Arndt, Sven W.: International Short Term Capital Movements: A Distributed Lag Model of Speculation in Foreign Exchange. „Econometrica“, Vol. 36 (1968), S. 59 - 60
- Aschinger, G. A.: Der Lag und seine Anwendung in ökonomischen Systemen. „Zeitschrift für die Gesamte Staatswissenschaft“, Tübingen, Bd. 128 (1972), S. 393 - 406
- Biervert, Bernd und H.-J. Niessen: Privater Verbrauch und Konjunktur. „Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik“, Stuttgart, Bd. 186 (1971), S. 24 ff.
- Bittermann, Egon und U. Koester: Theoretische und empirische Analyse der Nachfrage nach Nahrungs- und Genußmitteln auf der Verbraucher- und Erzeugerstufe. Bundesrepublik Deutschland 1950/51 - 1965/66. Band I: Allgemeine Analyse der Nachfrage nach Nahrungs- und Genußmitteln. (Agrarwirtschaft, Sonderheft 27.) Hannover 1968
- Borch, Karl: Effects on Demand of Changes in the Distribution of Income. „Econometrica“, Vol. 21 (1953), S. 325 - 331
- Branson, William H.: Financial Capital Flows in the U.S. Balance of Payments. Amsterdam 1968
- Brown, Tillman M.: Habit Persistence and Lags in Consumer Behavior. „Econometrica“, Vol. 20 (1952), S. 355 - 371
- Cagan, Phillip D.: The Monetary Dynamics of Hyperinflation. In: Studies in the Quantity Theory of Money. Vol. I. Hrsg. von Milton Friedman. Chicago 1956
- Chau, L. C., Arnold Zellner and David S. Huang: Further Analysis of the Short-Run Consumption Function with Emphasis on the Role of Liquid Assets. „Econometrica“, Vol. 33 (1965), S. 571 - 581
- Chow, Gregory C.: Demand for Automobiles in the United States. Amsterdam 1957
- On the Long-Run and Short-Run Demand for Money, „The Journal of Political Economy“, Chicago, Vol. 74 (1966), S. 111 - 131
- Long-Run and Short-Run Demand for Money: Reply and Further Note, „The Journal of Political Economy“, Vol. 76 (1968), S. 1240 - 1243
- Cochran, Donald und G. H. Orcutt: Application of Least Squares Regression to Relationships Containing Autocorrelated Error Terms. „Journal of the American Statistical Association“, Washington, Vol. 44 (1949), S. 36 - 61

- Davis, Harold T.: *The Analysis of Economic Time Series*. (The Cowles Commission for Research in Economics, Monograph Nr. 6.) Bloomington (Ind.) 1941
- Dhrymes, Phoebus: Efficient Estimation of Distributed Lags with Autocorrelated Errors. „*International Economic Review*“, Tokio, Vol. 10 (1969), S. 47 - 67
- Diamond, James J.: Further Development of a Distributed Lag Investment Function. „*Econometrica*“, Vol. 80 (1962), S. 788 - 800
- Duesenberry, James S.: *Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior*. Cambridge (Mass.) 1952
- Methods of Testing Aggregate Hypotheses. In: *Theorie und Realität. Ausgewählte Aufsätze zur Wissenschaftslehre der Sozialwissenschaften*. Hrsg. von Hans Albert. Tübingen 1964, S. 151 - 155
- Durbin, James und S. G. Watson: Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression I. „*Biometrika*“, London, Vol. 37 (1950), S. 409 - 428
- Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression II. „*Biometrika*“, Vol. 38 (1951), S. 159 - 178
- Eisner, Robert: A Distributed Lag Investment Function. „*Econometrica*“, Vol. 28 (1960), S. 1 - 29
- A Permanent Income Theory for Investment: Some Empirical Explorations. „*The American Economic Review*“, Evanston (Ill.), Vol. 57 (1967), S. 363 - 390
  - und R. Strotz: Determinants of Business Investment. In: *CMC, Impacts of Monetary Policy*. Englewood Cliffs 1963
- Farrell, Michael J.: Irreversible Demand Functions. „*Econometrica*“, Vol. 20 (1952), S. 171 - 186
- Fleige, Edgar L.: Expectations and Adjustment in the Monetary Sector. „*The American Economic Review*“, Vol. 57 (1967), Papers and Proceedings, S. 462 - 473
- Fisher, Irving: Note on a Short-Cut Methode for Calculating Distributed Lags. „*Bulletin of the International Statistical Institute*“, Le Haye, Vol. 29 (1937), S. 323 - 327
- Friedman, Milton: *A Theory of the Consumption Function*. Princeton 1957
- Fuller, Wayne A. und J. E. Martin: The Effects of Autocorrelated Errors on the Statistical Estimation of Distributed Lag Models. „*Journal of Farm Economics*“, Menasha (Wisc.), Vol. 43 (1961), S. 71 - 82
- Gehrig, Gerhard: *Eine ökonometrische Analyse des Konsums von 1925 bis 1938 und 1950 bis 1957*. (Schriftenreihe des Ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung, Nr. 52.) Berlin, München 1962
- Gollnick, Heinz: *Einführung in die Ökonometrie. Eingleichungsschätzungen. Methode der kleinsten Quadrate. Statische und dynamische Regressionsmodelle*. Stuttgart 1968
- Das Houthakker-Taylor Nachfragemodell, seine Eigenschaften und Begrenzungen. Hamburg 1971. Unveröffentlichtes Manuskript
- Greenberg, Edward: A Stock – Adjustment Investment Modell. „*Econometrica*“, Vol. 32 (1964), S. 339 - 357
- Griliches, Zvi: A Note on Serial Correlation Bias in Estimates of Distributed Lags. „*Econometrica*“, Vol. 29 (1961), S. 65 - 73
- Distributed Lags: A Survey. „*Econometrica*“, Vol. 35 (1967), S. 16 - 49
  - G. S. Maddala, R. Lucas und N. Wallace: Notes on Estimated Aggregate Quarterly Consumption Functions. „*Econometrica*“, Vol. 30 (1962), S. 491 - 500
  - und N. Wallace: The Determinants of Investment Revisited. „*The International Economic Review*“, Vol. 6 (1965), S. 311 - 329
- Haavelmo, Trygve: The Statistical Implications of a System of Simultaneous Equations. „*Econometrica*“, Vol. 11 (1943), S. 1 - 12

- Haavelmo, Trygve: The Probability Approach in Econometrics. „Econometrica“, Vol. 12 (1944), S. 1 - 115
- Hamer, Günter und H. W. Richter: Das Einkommen der privaten Haushalte und seine Verwendung 1964. „Wirtschaft und Statistik“, Stuttgart, Jg. 1965 Heft 10, S. 650 ff.
- Hansen, Gerd: Eine Ökonometrische Untersuchung ausgewählter Konsumfunktionen für die Bundesrepublik. Spezifikation, Schätzung und Prognose. (Wirtschaftspolitische Studien 24. Hrsg. von Harald Jürgensen.) Göttingen 1972
- Haseloff, Otto W. und H. J. Hoffmann: Kleines Lehrbuch der Statistik. 4. neub. u. erw. Auflage Berlin 1970
- Heien, Dale M.: Income and Price Lags in Consumer-Demand Analysis. „Journal of the Royal Statistical Society“, London, Vol. 132, Series B (1969), S. 265 - 271
- Hester, Donald D. und J. L. Pierce: Cross-Section Analysis and Bank Dynamics. „Journal of Political Economy“, Vol. 76 (1968), S. 755 - 776
- Hoffmann, H. J. und O. W. Haseloff: Kleines Lehrbuch der Statistik. 4. neub. u. erw. Auflage Berlin 1970
- Hood, William C. und T. C. Koopmans (Hrsg.): Studies in Econometric Method. By Cowles Commission Research Staff Members. (Cowles Commission for Research in Econometrics, Monograph Nr. 14.) New York und London 1950
- Houthakker, Hendrik S.: The Present State of Consumption Theory. „Econometrica“, Vol. 29 (1961), S. 704 - 740
- und Lester D. Taylor: Consumer Demand in the U.S. 1929 - 1970. Analyses and Projections. (Harvard Economic Studies. Bd. 76.) Cambridge (Mass.) 1966
- Huang, David S., Arnold Zellner und L. S. Chau: Further Analysis of the Short-Run Consumption Function with Emphasis on the Role of Liquid Assets. „Econometrica“, Vol. 33 (1965), S. 571 - 581
- Huang, David S.: Discrete Stock Adjustment: The Case for Automobiles. „International Economic Review“, Vol. 5 (1964), S. 46 - 62
- Hurwicz, Leonid: Least Squares Bias in Time Series. In: Tjalling Koopmans (Hrsg.), Statistical Inference in Dynamic Economic Models. (Cowles Commission Monograph Nr. 10.) New York 1950, S. 365 - 383
- Johnston, John: Econometric Methods. New York, San Francisco, Toronto, London 1963
- Jorgenson, Dale W.: Anticipations and Investment Behavior. In: The Brookings Quarterly Econometric Model of the United States. Hrsg. von J. S. Duesenberry, G. Fromm, L. R. Klein, E. Kuh. Chicago 1965. S. 35 - 94
- Rational Distributed Lag Functions. „Econometrica“, Vol. 32 (1966), S. 135 - 149
- Ismar, Heinz, Günther Lange und H. v. Schweinitz: Die Konsum- und Investitionsfunktion. Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland. (Forschungsberichte des Landes Nordrhein-Westfalen, hrsg. von L. Brandt, Nr. 1024.) Köln und Opladen 1962
- Juréen, Lars und H. Wold: Demand Analysis. A Study in Econometrics. Stockholm und New York 1952
- Kempski, Jürgen v.: Handlung, Maxime und Situation. Zur logischen Analyse der mathematischen Wirtschaftstheorie. In: Theorie und Realität. Ausgewählte Aufsätze zur Wissenschaftslehre der Sozialwissenschaften. Hrsg. von Hans Albert, Tübingen 1964
- Klein, Lawrence R.: The Estimation of Distributed Lags. „Econometrica“, Vol. 26 (1958), S. 353 - 564
- Knorring, Ekkehard v.: Die Berechnung makroökonomischer Konsumfunktionen für Deutschland 1851 - 1913. (Schriften zur angewandten Wirtschaftsforschung, hrsg. von W. G. Hoffmann.) Tübingen 1970

- Koester, Udo und E. Bittermann: Theoretische und empirische Analyse der Nachfrage nach Nahrungs- und Genußmitteln auf der Verbraucher- und Erzeugerstufe. Bundesrepublik Deutschland 1950/51 - 1965/66. Band I: Allgemeine Analyse der Nachfrage nach Nahrungs- und Genußmitteln. (Agrarwirtschaft, Sonderheft 27.) Hannover 1968
- Koopmans, Tjalling C. (Hrsg.): Statistical Inference in Dynamic Models. By Cowles Commission Research Staff Members and Guests. (Cowles Commission for Research in Economics, Monograph Nr. 10.) New York und London 1950
- und C. W. Hood: Studies in Econometric Method. By Cowles Commission Research Staff Members and Guests. (Cowles Commission for Research in Economics, Monograph Nr. 14.) New York und London 1950
- Koyck, Lendert M.: Distributed Lags and Investment Analysis. (Contributions to Economic Analysis IV, hrsg. von Jan Tinbergen, P. J. Verdoorn, H. J. Witteveen.) Amsterdam 1954
- Lauenstein, Helmut und E. Wöhlken: Zur Wahl der Funktionsform in der empirischen Nachfrageanalyse. „Allgemeines Statistisches Archiv“, Göttingen, Bd. 53 (1969), S. 346 - 365
- Klein, Lawrence R.: A Textbook of Econometrics. Evanston 1953
- Lange, Günther, Heinz Ismar und H. v. Schweinitz: Die Konsum- und Investitionsfunktion. Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland. (Forschungsberichte des Landes Nordrhein-Westfalen, hrsg. von L. Brandt, Nr. 1024.) Köln und Opladen 1962
- Leeuw, Frank: The Demand for Capital Goods by Manufacturers: A Study of Quarterly Time Series. „Econometrica“, Vol. 30 (1962), S. 407 - 423
- Lehbert, Bernd: Die Nachfrage nach Personenkraftwagen in der Bundesrepublik Deutschland. (Kieler Studien, Heft 60.) Tübingen 1962
- Leibenstein, Harvey: Mitläufer-, Snob- und Veblen-Effekte in der Theorie der Konsumentennachfrage. In: Konsum und Nachfrage. Hrsg. von Erich und Monika Streissler. (Neue Wissenschaftliche Bibliothek 13, Wirtschaftswissenschaften.) Köln und Berlin 1966, S. 231 - 255
- Leser, Conrad E. V.: Die Konstruktion eines Systems von Konsumfunktionen mit Hilfe von Annahmen über die Substitutionselastizität. „Ifo-Studien“, Berlin, München, Jg. 5 (1959), S. 39 - 66
- Liviatan, Nissan: Errors in Variables and Engels Curve Analysis. „Econometrica“, Vol. 29 (1961), S. 336 - 362
- Lucas, R., Zvi Griliches, G. S. Maddala und N. Wallace: Notes on Estimated Aggregate Quarterly Consumption Functions. „Econometrica“, Vol. 30 (1962), S. 491 - 500
- Maddala, G. S., Zvi Griliches, R. Lucas und N. Wallace: Notes on Estimated Aggregate Quarterly Consumption Functions. „Econometrica“, Vol. 30 (1962), S. 491 - 500
- und S. A. Rao: Maximum Likelihood Estimation of Solow's and Jorgenson's Distributed Lag Models. „The Review of Economics and Statistics“, Cambridge (Mass.), Vol. 53 (1971), S. 80 - 88
- Malinvaud, Edmont: Estimation et Prévision dans les Modèles Economiques Autoregressifs. „Review of the International Institute of Statistics“, London, Vol. 29 (1961), S. 1 - 32
- Statistical Methods of Econometrics. (Studies in Mathematical and Managerial Economics. Bd. 6, hrsg. von H. Theil.) Amsterdam 1966
- Martin, James E.: The Use of Distributed Lag Models Containing Two Lag Parameters in the Estimation of Elasticities of Demand, „The Journal of Farm Economics“, Vol. 45 (1963), S. 1474 - 1481

- Martin, James E. und Wayne A. Fuller: The Effects of Autocorrelated Errors on the Statistical Estimation of Distributed Lag Models. „Journal of Farm Economics“, Vol. 43 (1961), S. 71 - 82
- Menges, Günther: Ökonometrie. Wiesbaden 1961
- Die ökonometrische Struktur und die Frage ihrer Konstanz. In: Strukturwandlungen einer wachsenden Wirtschaft. (Schriften des Vereins für Sozialpolitik. Bd. 30/II. Hrsg. von F. Neumark.) Berlin 1964, S. 989 ff.
- Menges, Günther und H. Skala: Grundriß der Statistik. Teil 2: Daten. Ihre Gewinnung und Verarbeitung. Opladen 1973
- Morgenstern, Oskar: Demand Theory Reconsidered. „The Quarterly Journal of Economics“, Cambridge (Mass.), Vol. 62 (1948), S. 165 - 201
- Nerlove, Marc: A Note on Long-Run Automobile Demand. „The Journal of Marketing“, Chicago, Vol. 22 (1957), S. 57 - 64
- Distributed Lags and Demand Analysis for Agricultural and Other Commodities. Washington 1958
  - Distributed Lags and Estimation of Long-Run Supply and Demand Elasticities: Theoretical Considerations. „Journal of Farm Economics“, Vol. 40 (1958), S. 301 - 311
  - Lags in Economic Behavior. „Econometrica“, Vol. 40 (1972), S. 221 - 251
  - und K. F. Wallace: Use of the Durbin-Watson Statistics in Inappropriate Situations. „Econometrica“, Vol. 34 (1966), S. 235 - 238
- Niessen, Hans-Joachim und B. Bievert: Privater Verbrauch und Konjunktur. „Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik“, Bd. 186 (1971), S. 24 ff.
- Newhouse, J. P. und L. D. Taylor: On the Long-Run and Short-Run Demand for Money. „The Journal of Political Economy“, Vol. 77 (1969), S. 851 - 856
- Orcutt, G. H. and D. Cochran: Application of Least Squares Regression to Relationships Containing Autocorrelated Error Terms. „Journal of The American Statistical Association“, Vol. 44 (1949), S. 36 - 61
- Pfanzagl, Johann: Allgemeine Methodenlehre der Statistik. Bd. 1: Elementare Methoden unter besonderer Berücksichtigung der Anwendung in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften. (Sammlung Göschen, Bd. 746/746 a.) 3. Aufl. Berlin 1966
- Pierce, James L. und D. D. Hester: Cross-Section Analysis and Bank Dynamics. „Journal of Political Economy“, Vol. 76 (1968), S. 755 - 776
- Prest, Alan R.: Some Experiments in Demand Analysis. „The Review of Economics and Statistics“, Vol. 31 (1949), S. 33 ff.
- Rao, Satyanarayana und G. S. Maddala: Maximum Likelihood Estimation of Solow's and Jorgenson's Distributed Lag Models. „The Review of Economics and Statistics“, Vol. 53 (1971), S. 80 - 88
- Rau, Rainer: Analyse und Prognose des Privaten Verbrauchs in der Bundesrepublik Deutschland 1950 - 1975. Eine ökonometrische Modellbetrachtung. „Mitteilungen des Rheinisch-Westfälischen Instituts für Wirtschaftsforschung“, Jg. 21 (1970), S. 161 - 184
- Der Private Verbrauch in der Bundesrepublik Deutschland. Verflechtungstabellen nach Ausgabearten und Branchen 1950 - 1967. (Schriftenreihe des Rheinisch-Westfälischen Institutes für Wirtschaftsforschung, N.F. 23.) Berlin 1970
  - Das Stone-Rowe-Abschreibungsmodell. Ein Falsifizierungsversuch anhand der PKW-Nachfrage. „Mitteilungen des Rheinisch-Westfälischen Instituts für Wirtschaftsforschung“, Jg. 23 (1972), S. 221 - 230
  - Eine kurzfristige Konsumfunktion für die Bundesrepublik Deutschland. „Mitteilungen des Rheinisch-Westfälischen Instituts für Wirtschaftsforschung“, Jg. 24 (1973), S. 125 - 137

- Reder, Melvin W.: Welfare Economics and Rationing. „The Quarterly Journal of Economics“, Vol. 57 (1942), S. 153
- Richter, H. W. und G. Hamer: Das Einkommen der privaten Haushalte und seine Verwendung 1964. „Wirtschaft und Statistik“, Jg. 1965, Heft 10, S. 650 ff.
- Rowe, A. D. und R. Stone: The Market Demand for Durable Goods. „Econometrica“, Vol. 25 (1957), S. 423 - 433
- The Durability of Consumers' Durable Goods. „Econometrica“, Vol. 28 (1960), S. 407 - 416
- Russel, William R.: An Investigation of Commercial Banks' Aggregate Portfolio Adjustments. „The International Economic Review“, Chicago, Vol. 10 (1969), S. 266 - 290
- Schaefer, Heinz: Die Probleme einer theoretischen Grundlegung der ökonomischen Analyse der Konsumnachfrage. Diss. Köln 1967, S. 222 f.
- Schmidt, E.: Dynamische Aspekte der Nachfrage nach Rind- und Schweinefleisch. „Agrarwirtschaft“, Hannover, Jg. 21 (1972), S. 8 ff.
- Schmucker, Helga: Zur methodischen Entwicklung der empirischen Nachfrageanalyse in den letzten zwanzig Jahren. „Weltwirtschaftliches Archiv“, Hamburg, Bd. 80 (1958), H. 1, S. 1 - 89
- Schneeweiß, Hans: Ökonometrie. Würzburg und Wien 1971
- Schönfeld, Peter: Methoden der Ökonometrie. Band I: Lineare Regressionsmodelle. (Vahlsens Handbücher der Wirtschafts- und Sozialwissenschaft, hrsg. von G. Kade.) Berlin und Frankfurt 1969
- Schneider, Erich: Einführung in die Wirtschaftstheorie. Teil 2: Wirtschaftspläne und wirtschaftliches Gleichgewicht in der Verkehrswirtschaft. 8., durchgesehene und erweiterte Auflage Tübingen 1963
- Schultz, Henry: The Theory and Measurement of Demand. (Social Science Studies, Nr. 36.) Chicago 1938
- Schwarze, Jochen: Mathematik für Wirtschaftswissenschaftler. 5., überarbeitete und ergänzte Auflage Münster 1971. Unveröffentlichtes Manuskript
- Schweinitz, Hildur v., H. Ismar und G. Lange: Die Konsum- und Investitionsfunktion. Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland. (Forschungsberichte des Landes Nordrhein-Westfalen, hrsg. von L. Brandt, Nr. 1024.) Köln und Opladen 1962
- Skala, Heinz J. und G. Menges: Grundriß der Statistik. Teil 2: Daten. Ihre Gewinnung und Verarbeitung. Opladen 1973
- Solow, Robert M.: On a Family of Lag Distribution. „Econometrica“, Vol. 28 (1960), S. 393 - 406
- Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Privater Verbrauch und Gesamtausgaben der Privaten Haushalte. (Fachserie M: Preise, Löhne, Wirtschaftsrechnungen, Reihe 18: Einkommens- und Verbrauchsstichproben 1962/63.) Stuttgart und Mainz 1966
- Konten und Standardtabellen. (Fachserie N: Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen; Reihe 1.) Stuttgart und Mainz 1970
- Jahrbücher für die Bundesrepublik Deutschland. Stuttgart und Mainz lfd. Jgg.
- Stone, Richard: The Measurement of Consumers' Expenditure and Behavior in the United Kingdom 1920 - 1938, Vol. I. Assisted by A. D. Rowe and W. J. Corlett, R. Hurstfield, M. Potter. (Studies in the National Income and Expenditure of the United Kingdom.) Cambridge 1954
- und A. D. Rowe: The Market Demand for Durable Goods. „Econometrica“, Vol. 25 (1957), S. 423 - 433
- The Durability of Consumers' Durable Goods. „Econometrica“, New Haven. Vol. 28 (1960), S. 407 - 416

- Streissler, Monika und E. Streissler: Einleitung. In: Konsum und Nachfrage. Hrsg. von Erich und Monika Streissler. (Neue Wissenschaftliche Bibliothek 13, Wirtschaftswissenschaften.) Köln und Berlin 1966, S. 13 - 147
- Swan, C. und J. Tobin: Monetary Theory, Money and Permanent Income: Some Empirical Tests. „The American Economic Review“, Vol. 59 (1969), S. 285 - 295
- Taylor, Lester D. und H. S. Houthakker: Consumer Demand in the U.S. 1929 - 1970. Analysis and Projections. (Harvard Economic Studies. Bd. 76.) Cambridge (Mass.) 1966
- und J. P. Newhouse: On the Long-Run and Short-Run Demand for Money. „The Journal of Political Economy“, Vol. 77 (1969), S. 851 - 856
  - und T. A. Wilson: Three-Pass Least Squares: A Method for Estimating Models with a Lagged Dependent Variable. „The Review of Economics and Statistics“, Vol. 46 (1964), S. 329 - 346
- Theil, Henry: Economic Forecasts and Policy. 2. Auflage Amsterdam 1961
- Principles of Econometrics. Amsterdam und London 1971
- Tinbergen, Jan: Long-Term Foreign Trade Elasticities. „Metroeconomica“, Bologna und Triest, Vol. 1 (1949), S. 174 - 185
- Tintner, Gerhard: Econometrics. New York und London 1952
- Handbuch der Ökonometrie. Berlin, Göttingen, Heidelberg 1960
- Tobin, James: A Statistical Demand Function for Food in the USA. „Journal of the Royal Statistical Society“, Vol. 113 (1950), S. 113 ff.
- und C. Swan: Monetary Theory, Money and Permanent Income: Some Empirical Tests. „The American Economic Review“, Vol. 59 (1969), S. 285 - 295
- Veblen, Thorstein B.: The Theory of the Leisure Class. New York 1899
- Wallis, Kenneth F.: Lagged Dependent Variables and Serially Correlated Errors: A Reappraisal of Three-Pass Least Squares. „The Review of Economics and Statistics“, Vol. 49 (1967), S. 555 - 567
- Some Recent Developments in Applied Econometrics: Dynamic Models and Simultaneous Equation Systems. „Journal of Economic Literature“, Menasha (Wisc.), Vol. VII (1969), S. 771 - 796
  - und M. Nerlove: Use of the Durbin-Watson Statistics in Inappropriate Situations. „Econometrica“, Vol. 34 (1966), S. 235 - 238
- Wallace, N., Z. Griliches, G. S. Maddala und R. Lucas: Notes on Estimated Aggregate Quarterly Consumption Functions. „Econometrica“, Vol. 30 (1962), S. 491 - 500
- Watson, S. G. und J. Durbin: Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression I. „Biometrika“, Vol. 37 (1950), S. 409 - 428
- Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression II. „Biometrika“, Vol. 38 (1951), S. 159 - 178
- Waud, Roger N.: Misspecification in the ‚Partial Adjustment‘ and ‚Adaptive Expectations‘ Models. „International Economic Review“, Vol. 9 (1968), S. 204 - 217
- Wilson, Thomas A. und L. D. Taylor: Three-Pass Least Squares: A Method for Estimating Models with a Lagged Dependent Variable. „The Review of Economics and Statistics“, Vol. 46 (1964), S. 329 - 346
- Wöhiklen, Egon und H. Lauenstein: Zur Wahl der Funktionsform in der empirischen Nachfrageanalyse. „Allgemeines Statistisches Archiv“, Bd. 53 (1969), S. 346 - 365
- Wold, Herman und L. Juréen: Demand Analysis. A Study in Econometrics. Stockholm und New York 1957
- Wolff, Pieter de: Income Elasticity of Demand, a Micro-Economic and a Macro-Economic Interpretation. „The Economic Journal“, Vol. 51 (1941), S. 140 ff.



- Wu, De-Min: An Empirical Analysis of Household Durable Goods Expenditures. „Econometrica“, Vol. 33 (1965), S. 761 - 780
- Zellner, Arnold: The Short-Run Consumption Function. „Econometrica“, Vol. 25 (1957), S. 552 - 566
- David S. Huang und L. C. Chau: Further Analysis of the Short-Run Consumption Function with Emphasis on the Role of Liquid Assets. „Econometrica“, Vol. 33 (1965), S. 571 - 581



# Tabellenanhang



Lfd. Nr.	Ausgabeart	Nr. des Güterverzeichnis für den Privaten Verbrauch <sup>1</sup>
	<u>Nahrungsmittel</u>	
1	Fleisch, Fleischwaren	o11, o12
2	Fische, Fischwaren	o13, o14
3	Eier	o2
4	Milch, Käse	o31, o32
5	Butter	o33
6	Speisefette und -öle	o4
7	Brot, Backwaren, Getreide- erzeugnisse (ohne Suppenkonserven)	o5, ex o6
8	Kartoffeln	o7
9	Gemüse	o81, o82
10	Obst	o83, o84
11	Marmeladen, Süßwaren, Zucker	o85, o9
12	Sonstige Nahrungsmittel (einschl. Suppen und Suppen- konserven)	11, ex o6
13	Summe 1 bis 12	-
	<u>Getränke</u>	
14	Alkoholfreie Getränke	12
15	Kaffee, Tee	131, 132
16	Alkoholische Getränke	133
17	Summe 14 bis 16	-
-	Wird nicht gesondert ausgewiesen, in den Spalten 1 bis 16 enthalten	14
18	Tabakwaren	134
18a	Summe 1 bis 18	-
	<u>Kleidung, Schuhe</u>	
19	Kleidung	21, 22
20	Schuhe	23
21	Summe 19 bis 20	2
22	<u>Mieten</u>	3

Lfd. Nr.	Ausgabearten	Nr. des Güterverzeichnis für den Privaten Verbrauch <sup>1</sup>
	<u>Elektrizität, Gas, Brennstoffe</u>	
23	Elektrizität	41
24	Gas	42
25	Kohlen und sonstige feste Brennstoffe	43
26	Flüssige Brennstoffe	44
-	in "Mieten" enthalten	45
27	Summe 23 bis 26	4, ohne 45
	<u>Übrige Waren und Dienstleistungen für die Haushaltsführung</u>	
28	Möbel, Heimtextilien	51,52
29	Heiz- und Kochgeräte, Haushaltsmaschinen aller Art	53, 541, 542 - 3, 582 - 2
30	Metall- und Glaswaren, sonstige dauerhafte Waren	542 - 2
31	Tapeten, Farben, Baustoffe	55
32	Wohnungsreparaturen	
32	Dienstleistungen für die Haushaltsführung	56, 57
33	Sonstige Waren für die Haushaltsführung (ohne Blumen)	582 - 1, 583
34	Fremde Reparaturen und Änderungen	584
35	Summe 28 bis 34	5, ohne 581
	<u>Waren und Dienstleistungen für Verkehrszwecke, Nachrichtenübermittlung</u>	
36	Kraftfahrzeuge und Fahrräder	61
37	Kraftstoffe und Schmiermittel	62, ex 631
38	Sonstige Waren, Reparaturen und Dienstleistungen für eigene Kfz	ex 631, 632
39	Fremde Verkehrsleistungen	64
40	Nachrichtenübermittlung	65
41	Summe 36 bis 40	6

Lfd. Nr.	Ausgabearter	Nr. des Güterverzeichnis für den Privaten Verbrauch <sup>1</sup>
	<u>Waren und Dienstleistungen für die Körper- und Gesundheitspflege</u>	
42	Waren und Dienstleistungen für die Körperpflege	71
43	Waren und Dienstleistungen für die Gesundheitspflege	72
44	Summe 42 bis 43	7
	<u>Waren und Dienstleistungen für Bildungs- und Unterhaltungszwecke</u>	
45	Rundfunk-, Fernseh- und Phonogeräte, Zubehör, Klaviere, Reparaturen	811, ex 812, ex 851 - 3, 852
46	Sonstige dauerhafte Waren für Bildungs- und Unterhaltungszwecke	82, ex 851 - 2, ex 851 - 3
47	Bücher, Zeitungen, Zeitschriften	83
48	Sonstige Waren für Bildungs- und Unterhaltungszwecke	581, ex 812, 851-1, ex 851-2
49	Unterricht und Forschung	ex 851 - 4
50	Kunst, Sport, Vergnügen	84, ex 851 - 4
51	Gebühren, Beiträge	ex 851 - 4
52	Summe 45 bis 51	8, 581
	<u>Persönliche Ausstattung, sonstige Waren und Dienstleistungen</u>	
53	Persönliche Ausstattung, sonstige Waren	91, 924 - 2
54	Sonstige Dienstleistungen (einschl. Eigenverbrauch der priv. Org. o. Erw.)	921, 922, 923, 924 - 4
55	Summe 53 bis 54	9
56	Privater Verbrauch insgesamt	011 bis 9

<sup>1</sup> Statistisches Bundesamt, Güterverzeichnis für den Privaten Verbrauch, Stuttgart und Mainz 1963.- ex = Teil aus Position.

Tabelle A2

Ausgewählte Nachfragefunktionen für die Ausgabearten des Privaten Verbrauchs

Ausgabearart	Funktions-typ <sup>1</sup>	Modell <sup>2</sup>	Schätzverfahren <sup>3</sup>	Regressionskoeffizienten <sup>4</sup>							Prüfmaße		
				Absolutes Glied	$Y_t$	$Y_{t-1}$	$P_t$	$q_{t-1}$	$t$	$Q_{t-1}$	$R^2$	DW	V
1	LIN	TRE	OLS	147,836 2,7						9,900 18,9	0,956	0,61	4,8
	LIN	TRE	OLS	4,945 0,1	0,08208 3,5					- 4,587 1,1	0,976	1,00	3,6
	LIN	DYN	OLS	40,720 0,8	0,02607 2,2			0,48577 2,4			0,980	2,11	2,8
	LOG	DYN	OLS	- 0,0885 0,5	0,5190 2,9			0,2716 1,3			0,982	1,97	2,8
	LIN	DYN	OLS	224,029 4,6	0,03210 2,8	- 189,811 1,9	0,43501 2,4				0,986	1,59	2,8
	LIN	STA	OLS	23,218 7,3	0,00504 14,9		- 25,800 6,6				0,962	1,93	3,7
2	LOG	STA	OLS	2,27875 26,0	0,97887 17,6		- 1,36951 7,6				0,970	2,01	3,7
	LOG-LIN	STA	OLS	1,46967 16,8	0,00015 13,0		0,82015 6,4				0,947	1,62	5,1
	INV	STA	OLS	0,08133 6,0	181,610 18,0		- 0,07035 7,3			0,542 9,1	0,968	1,60	4,3
	LIN	TRE	OLS	12,231 3,9							0,837	0,96	7,6
	LIN	DYN	OLS	6,066 2,3	0,00160 2,3			0,35640 1,8			0,880	1,85	5,5
	LIN	DYN	OLS	20,009 7,5	0,00388 6,3		- 22,691 5,1		0,26296 2,2		0,960	2,16	3,3
3	LIN	STA	OLS	- 169,739 22,1	57,70 18,9						0,956	1,42	4,9
	LOG	STA	OLS	0,00456 0,5	86,439 22,0						0,968	1,63	5,1
	LIN	TRE	OLS	20,170 2,6						1,366 12,1	0,903	0,65	7,5
	LIN	TRE	OLS	- 9,126 1,2	0,01683 3,2					- 1,604 1,7	0,943	1,38	5,9



Ausgewählte Nachfragefunktionen für die Ausgabarten des Privaten Verbrauchs

noch Tabelle A2

Ausgabearart	Funktions-typ	Modell <sup>2</sup>	Schätz-ver-fahren <sup>3</sup>	Regressionskoeffizienten <sup>4</sup>							Prüfmaße			
				Absolutes Glied	$y_t$	$y_{t-1}$	$P_t$	$q_{t-1}$	$t$	$Q_{t-1}$	$R^2$	DW	V	
noch 3	LIN	DYN	OLS	5,326 0,8	0,00289 1,4							0,941	2,22	5,4
	LOG	DYN	OLS	- 1,2	0,4126 1,6							0,936	1,91	5,5
4	LIN	STA	OLS	24,948 1,7	0,01500 31,5							0,984	1,42	2,4
	LIN <sup>+</sup>	STA	OLS	25,437 2,7	0,01485 17,5							0,966	1,82	2,2
	LOG <sup>+</sup>	STA	OLS	- 10,7	0,53899 18,3							0,968	1,81	2,2
	LOG <sup>-</sup>	STA	OLS	1,61135 32,0	0,00008 17,7							0,966	1,68	2,3
	LIN	STA	OLS	378,937 39,8	128,930 16,6							0,962	1,70	2,3
	LOG <sup>+</sup>	STA	OLS	50,990 3,6						2,653 27,9		0,980	1,20	2,8
	LIN	DYN	OLS	20,129 1,5	0,01016 3,5							0,986	2,24	2,2
	LOG	DYN	OLS	0,1680 1,2	0,4174 2,8							0,983	2,01	2,3
5	LIN	DYN	OLS	50,348 3,8	0,01013 3,5							0,988	2,05	2,1
	LIN	TRE	OLS	35,328 3,7						1,630 9,3		0,844	0,52	7,6
6	LIN	DYN	OLS	13,130 3,2	- 2,0							0,817	2,05	5,8

Ausgabearart	Funktions-typ <sup>1</sup>	Modell <sup>2</sup>	Schätzverfahren <sup>3</sup>	Regressionskoeffizienten <sup>4</sup>							Prüfmaße			
				Absolutes Glied	$y_t$	$y_{t-1}$	$P_t$	$q_{t-1}$	$t$	$\hat{u}_{t-1}$	$R^2$	DW	V	
7	LOG	STA	OLS	0,03613 1,1	0,59000 14,1		- 1,35494 10,3					0,947	1,60	1,8
	INV	STA	OLS	0,01283 23,5	12,727 14,5		- 0,00911 10,4					0,951	1,71	1,7
	LIN	TRE	OLS	123,890 12,8					1,24193 3,8			0,468	0,90	5,4
	LOG	DYN	TPLS	0,7499 2,2	0,1050 1,1		-	0,6121 2,5				0,678	1,84	3,7
8	LOG	DYN	TPLS	- 0,1485 0,3	0,9929 2,1	- 0,1086 1,2		0,9826 3,0				0,760	2,27	3,4
	LIN	TRE	OLS	27,657 8,4					- 0,44573 4,2			0,526	1,11	9,9
	LIN	DYN	OLS	17,071 5,9	- 0,00114 1,4		-	0,41779 1,8				0,501	1,73	9,4
	LOG	DYN	TPLS	1,1488 1,7	0,2129 1,6		-	0,7916 2,8				0,675	2,16	4,2
9	LIN	TRE	OLS	30,250 3,3					1,60638 10,0			0,863	1,25	7,7
	LIN	DYN	OLS	6,992 0,8	0,00635 3,0			0,37508 1,7				0,891	2,12	7,1
	LOG	DYN	OLS	- 0,7917 2,4	0,5230 3,2			0,3628 1,8				0,891	2,13	7,1
	LIN	TRE	OLS	21,252 1,1					3,55361 18,0			0,953	0,70	7,9
10	LIN	DYN	OLS	- 0,435 0,0	0,00574 1,3			0,69250 3,2				0,968	1,73	6,3
	LOG	DYN	OLS	- 0,5657 0,8	0,3108 1,0			0,7042 3,3				0,964	1,79	6,7
	LIN	DYN	TPLS	- 3,73297 0,2	0,00827 1,4			0,69662 3,1				0,964	2,15	6,4

Ausgabearart	Funktions-typ	Modell <sup>2</sup>	Schätzverfahren <sup>3</sup>	Regressionskoeffizienten <sup>4</sup>							Prüfmaße			
				Absolutes Glied	$y_t$	$y_{t-1}$	$P_t$	$\xi_{t-1}$	t	$\hat{u}_{t-1}$	R <sup>2</sup>	DW	V	
noch 10	LOG	DYN	TPLS	- 1,065 1,1	0,4997 1,3				0,7064 3,0			0,958	2,20	6,7
	LOG	DYN	TPLS	- 0,4656 0,6	- 1,0840 1,1	0,1981 1,2	-		0,7604 3,5			0,967	2,19	6,7
11	LIN	STA	OLS	70,707 5,8	0,00942 12,3		- 37,87851 4,8					0,990	1,98	2,1
	LIN <sup>+</sup>	STA	OLS	10,215 1,1	0,01499 23,5							0,980	2,21	2,0
	LOG	STA	OLS	0,12790 1,5	0,47709 14,4		- 0,67375 6,0					0,988	2,02	2,3
	LOG <sup>+</sup>	STA	OLS	- 1,19456 19,3	0,84429 23,1							0,980	2,23	2,1
	LOG-	STA	OLS	1,48526 17,3	0,00009 27,1							0,978	2,02	3,0
	LOG-	STA	OLS	1,45462 23,6	0,00010 21,9							0,978	2,12	2,2
	LIN <sup>+</sup>	STA	OLS	- 135,247 11,1	57,16952 12,7		- 133,693 8,9					0,990	2,01	2,1
	LOG	STA	OLS	- 397,443 41,7	129,992 20,7							0,974	1,74	2,3
	LOG <sup>+</sup>	STA	OLS	0,01993 6,0	23,936 15,5		- 0,01159 6,5					0,986	2,01	2,5
	INV <sup>+</sup>	STA	OLS	0,00241 1,1	47,23485 22,4							0,978	2,20	2,2
	LIN	STA	OLS	41,506 3,4	0,00824 3,1					2,26304 29,3		0,982	2,12	2,7
LIN	DYN	OLS	14,128 1,2	0,00824 3,1				0,34158 1,7			0,974	1,85	3,1	
LOG	DYN	OLS	- 0,3322 2,2	0,3629 3,1				0,4758 2,8			0,975	2,36	2,9	
LIN	DYN	TPLS	8,30369 0,8	0,00593 1,2				0,5789 1,4			0,980	2,18	2,7	

Ausgewählte Nachfragefunktionen für die Ausgabearten des Privaten Verbrauchs

Ausgabearart	Funktions-typ	Modell <sup>2</sup>	Schätzverfahren <sup>3</sup>	Regressionskoeffizienten <sup>4</sup>							Prüfmaße			
				Absolutes Glied	$y_t$	$y_{t-1}$	$P_t$	$c_{t-1}$	$t$	$\hat{u}_{t-1}$	$R^2$	DW	V	
12	LIN <sup>+</sup>	STA	OLS	- 1,11356 0,3	0,00610 13,9							0,947	1,48	4,2
	LOG <sup>+</sup>	STA	OLS	- 2,45538 31,3	1,06101 15,6							0,956	1,45	4,0
	LIN <sup>+</sup>	STA	OLS	- 167,742 42,5	53,10265 14,3							0,949	1,55	4,1
	LOG	STA	OLS	0,00423 0,3	155,445 26,1							0,978	1,42	4,6
	INV <sup>+</sup>	STA	OLS	- 0,00304 0,4	184,387 17,6							0,966	1,41	3,6
	LIN	TRE	OLS	10,619 2,0					0,99564 27,2			0,978	1,45	4,0
	LIN	DYN	OLS	1,068 0,2	0,00300 2,6			0,45744 2,3				0,976	1,90	4,1
	LIN	DYN	TPLS	1,05916 0,2	0,00441 1,8			0,34000 1,2		0,25863 0,7		0,972	1,80	4,1
	LOG	DYN	TPLS	- 1,6608 2,4	0,8846 2,5			0,3563 1,6		0,4160 1,5		0,978	2,34	3,9
	13	LIN	TRE	OLS	549,819 3,9					25,68598 18,0			0,953	0,45
LIN		TRE	OLS	155,665 1,1	- 14,27454 1,3				0,22642 3,6			0,974	0,80	3,0
LOG		DYN	OLS	0,4836 3,7	0,2402 1,7			0,5439 2,6				0,982	1,61	2,3
LIN		DYN	OLS	136,702 1,0	0,04041 1,3			0,67541 3,4				0,982	1,49	2,4
LIN		DYN	TPLS	219,536 1,8	0,08395 1,9			0,43813 1,7		0,45347 1,4		0,980	2,14	2,2
LOG		DYN	TPLS	0,4229 2,6	0,4318 1,9			0,3305 1,1		0,4171 1,1		0,979	2,00	2,2
LIN		DYN	TPLS	177,113 1,5	0,13896 2,0	- 0,06265 1,0		0,57050 2,5		0,38051 1,3		0,982	2,27	2,2
LOG		DYN	TPLS	0,1458 0,5	0,5882 1,7	- 0,1706 1,1		0,9810 2,3		- 0,4394 1,2		0,980	2,15	2,3

Ausgewählte Nachfragefunktionen für die Ausgabearten des Privaten Verbrauchs

noch Tabelle A2

Ausgabeart	Funktions-typ <sup>1</sup>	Modell <sup>2</sup>	Schätzverfahren <sup>3</sup>	Regressionskoeffizienten <sup>4</sup>						Prüfmaße				
				Absolutes Glied	$y_t$	$y_{t-1}$	$P_t$	$q_{t-1}$	$t$	$\hat{u}_{t-1}$	$R^2$	DW	V	
14	LIN <sup>+</sup>	STA	OLS	- 36,11563	0,01743							0,968	1,81	6,7
	LOG <sup>+</sup>	STA	OLS	3,2	18,0							0,970	1,51	7,5
	LIN <sup>-</sup>	STA	OLS	2,34268	18,7							0,966	1,67	6,8
	LOG <sup>+</sup>	STA	OLS	40,2	151,569							0,990	1,16	6,4
	LIN	TRE	OLS	45,8	17,8					2,74875		0,988	2,15	6,4
	LIN	DYN	OLS	0,1	0,00443					38,5		0,991	2,25	8,2
	LIN	DYN	OLS	6,839	1,3			0,74138				0,990	1,94	6,1
	LOG	DYN	OLS	0,5	0,9619			3,5				0,984	0,40	6,3
	LIN	DYN	OLS	2,7661	1,4			0,5545				0,994	2,28	2,9
	LIN	DYN	OLS	1,3	0,00709			2,3				0,990	0,86	4,0
15	LIN	TRE	OLS	16,502	2,0							0,996	1,44	2,6
	LOG	DYN	OLS	1,2	1,3							0,996	2,32	2,4
	LIN	DYN	OLS	6,624	0,2912							0,996	2,30	2,3
	LOG	DYN	OLS	0,4	1,3							0,996	2,30	2,3
16	LIN	TRE	OLS	0,5065	0,8							0,990	0,86	4,0
	LIN	TRE	OLS	0,8	0,2294							0,992	0,61	3,8
	LIN	DYN	OLS	6,023	1,6							0,996	1,44	2,6
	LOG	DYN	OLS	0,1	0,6869							0,996	1,44	2,6
	LIN	DYN	TPLS	1,3121	3,4							0,996	2,32	2,4
	LIN	DYN	TPLS	2,9	0,03901							0,996	2,32	2,4
	LIN	DYN	TPLS	36,79591	4,2							0,996	2,30	2,3
	LIN	DYN	TPLS	0,7	0,05004							0,996	2,30	2,3
	LIN	DYN	TPLS	24,34818	3,9							0,996	2,30	2,3
	LIN	DYN	TPLS	0,5	1,7							0,996	2,30	2,3

Ausgewählte Nachfragefunktionen für die Ausgabearten des Privaten Verbrauchs

Ausgabearart	Funktions-typ <sup>1</sup>	Modell <sup>2</sup>	Schätzverfahren <sup>3</sup>	Regressionskoeffizienten <sup>4</sup>							Prüfmaße			
				Absolutes Glied	y <sub>t</sub>	y <sub>t-1</sub>	P <sub>t</sub>	q <sub>t-1</sub>	t	ū <sub>t-1</sub>	R <sup>2</sup>	DW	V	
17	LIN <sup>+</sup>	STA	OLS	426,292 6,6	0,05934 4,1		- 390,569 3,0			16,61853 49,8		0,996	2,02	1,9
	LIN	TRE	OLS	51,232 0,6						9,48922 3,1		0,994	0,64	3,5
	LIN	TRE	OLS	19,088 0,2	0,04040 2,4							0,996	0,44	3,1
	LIN	DYN	TPLS	45,19798 0,6	0,04487 4,2			0,47443 4,0				0,998	1,94	1,7
	LIN	DYN	TPLS	35,323 0,4	0,05176 4,2	- 0,01743 1,0		0,65436 4,7				0,998	2,18	1,6
18	LIN- LOG <sup>+</sup>	STA	OLS	883,153 43,0	278,695 17,5					5,47968 22,9		0,966	1,40	3,5
	LIN	TRE	OLS	49,237 1,7						- 1,90981 1,1		0,970	1,01	5,2
	LIN	TRE	OLS	23,650 0,8	0,04187 4,4							0,988	1,20	3,5
	LIN	TRE	OLS	650,288 2,5						47,78418 25,9		0,976	0,51	3,7
18a	LOG	DYN	OLS	0,2110 2,6	0,3629 2,1			0,5129 2,7				0,992	1,44	2,1
	LIN	DYN	TPLS	173,12880 0,8	0,19801 2,8			0,25271 1,0				0,992	2,13	1,9
	LIN	DYN	TPLS	115,43714 0,5	0,23920 2,9	- 0,08887 1,0		0,54707 2,3				0,992	2,27	2,0
	LIN	DYN	TPLS	115,43714 0,5	0,23920 2,9	- 0,08887 1,0		0,54707 2,3				0,992	2,27	2,0
	LIN	DYN	TPLS	115,43714 0,5	0,23920 2,9	- 0,08887 1,0		0,54707 2,3				0,992	2,27	2,0
19	LOG <sup>+</sup>	STA	OLS	1,33469 17,0	1,07243 25,3							0,984	1,36	2,5
	LOG- LIN <sup>+</sup>	STA	OLS	2,02980 25,9	0,00012 25,3							0,984	1,42	2,5
	LIN	TRE	OLS	139,838 1,7						15,52557 31,9		0,984	1,34	3,7

Ausgewählte Nachfragefunktionen für die Ausgabearten des Privaten Verbrauchs

noch Tabelle A2

Ausgabearart	Funktions-typ	Modell <sup>2</sup>	Schätzverfahren <sup>3</sup>	Regressionskoeffizienten <sup>4</sup>							Prüfmaße			
				Absolutes Glied	$y_t$	$y_{t-1}$	$P_t$	$\hat{y}_{t-1}$	$t$	$\hat{y}_{t-1}$	$R^2$	DW	V	
20	LIN	STA	OLS	7,29944	0,01863							0,978	1,46	3,8
	LIN <sup>+</sup>	STA	OLS	0,4	27,1							0,982	1,80	2,4
	LOG	STA	OLS	2,24250	0,02099							0,968	1,50	4,9
	LOG <sup>+</sup>	STA	OLS	0,2	24,5							0,984	1,84	2,3
	LOG-	STA	OLS	1,16165	0,85296							0,984	2,47	3,5
	LIN	STA	OLS	10,3	21,9							0,982	1,72	2,5
	LOG-	STA	OLS	1,77670	1,02403							0,947	1,60	6,3
	LIN <sup>+</sup>	STA	OLS	23,8	26,1							0,985	1,86	2,2
	INV	STA	OLS	1,43651	0,00012							0,978	1,94	3,8
	INV <sup>+</sup>	STA	OLS	12,7	31,2							0,982	1,81	3,7
	LIN	TRE	OLS	19,2	24,3							0,983	1,49	3,1
	LIN	TRE	OLS	0,00287	38,15239							0,993	1,60	2,5
	LOG	DYN	OLS	0,7	16,8							0,988	1,63	2,0
	LIN	STA	OLS	0,00030	50,20681							0,992	1,84	2,9
21	LIN	STA	OLS	0,1	27,2							0,987	1,58	2,2
	LIN <sup>+</sup>	STA	OLS	39,589								0,996	1,56	2,2
	LOG	STA	OLS	2,2								0,986	1,61	2,2
	LOG <sup>+</sup>	STA	OLS	23,191	0,00942							0,993	1,60	2,5
	LOG-	STA	OLS	1,3	1,4							0,988	1,63	2,0
	LIN	STA	OLS	2,8	3,5							0,992	1,84	2,9
	LIN <sup>+</sup>	STA	OLS	5,71849	0,10652							0,987	1,58	2,2
	LOG	STA	OLS	0,1	47,4							0,996	1,56	2,2
	LOG <sup>+</sup>	STA	OLS	27,28467	0,11173							0,986	1,61	2,2
	LOG-	STA	OLS	0,4	30,0							0,993	1,60	2,5

Ausgewählte Nachfragefunktionen für die Ausgabearten des Privaten Verbrauchs

Ausgabearart	Funktions-typ	Modell <sup>2</sup>	Schätzverfahren <sup>3</sup>	Regressionskoeffizienten <sup>4</sup>							Prüfmaße			
				Absolutes Glied	$y_t$	$y_{t-1}$	$P_t$	$\epsilon_{t-1}$	$t$	$\hat{u}_{t-1}$	$R^2$	DW	V	
noch 21	INV	STA	OLS	-	9,66132							0,989	2,13	3,5
	INV <sup>+</sup>	STA	OLS	0,0	38,5							0,985	1,55	2,3
	LIN	TRE	OLS	0,3 179,426 1,8	27,1					18,82939 34,5		0,986	1,63	3,4
22	LIN <sup>+</sup>	STA	OLS	-1506,25	494,282		749,601					0,991	1,74	2,7
	LOG <sup>+</sup>			21,8	5,9		5,7							
	LIN	TRE	OLS	88,317						15,03526 24,4		0,974	0,32	5,9
	LIN	TRE	OLS	1,1						29,99013 5,7		0,984	0,83	4,9
	LIN	TRE	OLS	235,825	- 0,08474							0,996	1,96	2,5
	LIN	DYN	OLS	- 12,130	0,01509				0,88105			0,995	1,91	2,6
23	LOG <sup>+</sup>	STA	OLS	0,2941	2,3							0,994	1,94	2,6
	LIN <sup>+</sup>	STA	OLS	1,3	1,6							0,994	1,94	2,6
	LIN	TRE	TPLS	- 11,07735	0,01441							0,994	2,05	.
	LOG	DYN	TPLS	0,1	1,7							0,994	2,05	.
	LOG	DYN	TPLS	0,4416	0,2647							0,994	2,05	.
	LOG	DYN	TPLS	1,5	1,7							0,994	2,05	.
23	LOG <sup>+</sup>	STA	OLS	0,56710	0,0027							0,988	1,46	4,6
	LIN <sup>+</sup>	STA	OLS	3,3	29,8							0,994	1,51	3,1
	INV <sup>+</sup>	STA	OLS	0,03401	229,139							0,994	1,51	3,1
	LIN	TRE	OLS	3,3	44,2							0,955	0,19	11,3
	LIN	TRE	OLS	4,043	0,2					3,36426 18,2		0,980	1,01	7,6
	LOG	DYN	OLS	61,448	- 0,03298					9,18425 7,2		0,998	2,23	2,4
			3,3	4,6							0,998	2,23	2,4	
			0,3116	0,1286							0,998	2,23	2,4	
			0,9	1,1							0,998	2,23	2,4	



Ausgabearart	Funktions-typ	Modell <sup>2</sup>	Schätzverfahren <sup>3</sup>	Regressionskoeffizienten <sup>4</sup>							Prüfmaße			
				Absolutes Glied	$y_t$	$y_{t-1}$	$p_t$	$\zeta_{t-1}$	$t$	$\hat{u}_{t-1}$	$R^2$	DW	V	
noch 23	LOG	DYN	TPLS	- 0,6774 1,8	0,2464 1,9			0,8314 7,2			- 0,0741 0,5	0,998	2,32	4,1
	LIN	TRE	OLS	4,516 0,9				0,83728 7,9				0,796	0,56	18,7
	LIN	TRE	OLS	- 9,875 0,7				2,33213 10,8				0,880	0,17	38,8
	LOG <sup>+</sup>	STA	OLS	- 1,60165 13,9	1,03170 5,4				- 1,55701 3,1			0,960	1,58	5,9
	LIN <sup>-</sup>	STA	OLS	- 773,075 23,0	251,730 4,5				- 592,607 3,9			0,959	1,84	5,9
	LOG <sup>+</sup>	STA	OLS	0,00921 2,7	35,56559 32,5				- 0,01028 8,7			0,986	1,54	4,2
	LIN	TRE	OLS	44,014 1,1								0,943	0,63	8,6
	LIN	TRE	OLS	124,044 3,2	- 0,04597 2,0							0,955	0,97	7,9
	LIN	DYN	OLS	- 8,864 0,2	0,01219 2,0							0,970	2,05	6,2
	LOG	DYN	OLS	- 0,9345 2,2	0,4701 2,3				0,74635 5,0			0,971	1,95	6,3
	LIN	DYN	TPLS	- 14,49644 0,4	0,01537 1,8				0,69371 4,1			0,970	2,10	6,3
	LOG	DYN	TPLS	- 1,3236 2,2	0,6818 2,2				0,5484 2,9			0,969	1,77	5,6
LIN	DYN	OLS	45,8000 1,2	0,2219 3,0				- 60,569 2,0			0,978	2,00	5,6	
28	LOG-	STA	OLS	2,35925 14,2	0,00015 21,9				- 0,78136 4,5			0,987	1,67	4,8
	LIN INV	STA	OLS	0,01239 3,5	30,94925 26,0				- 0,01363 4,0			0,992	1,72	3,9

Ausgewählte Nachfragefunktionen für die Ausgabearten des Privaten Verbrauchs

Ausgabearart	Funktions-typ	Modell <sup>2</sup>	Schätzverfahren <sup>3</sup>	Regressionskoeffizienten <sup>4</sup>							Prüfmaße			
				Absolutes Glied	$y_t$	$y_{t-1}$	$P_t$	$\epsilon_{t-1}$	$t$	$\hat{u}_{t-1}$	$R^2$	DW	V	
28	LIN	TRE	OLS	50,346 1,1						8,68750 21,5		0,966	1,20	6,7
	LOG	DYN	OLS	- 1,1903 2,0	0,6938 2,5			0,4108 2,0				0,973	1,53	6,5
	LIN	DYN	TPLS	- 43,96657 1,0	0,05518 5,2			0,52783 4,0				0,984	2,38	4,3
	LOG	DYN	TPLS	- 2,3071 3,5	1,5178 3,9			0,2580 1,4				0,978	1,92	4,7
29	LIN	STA	OLS	- 23,70959 0,9	0,02821 35,0							0,987	1,50	4,3
	LIN <sup>+</sup>	STA	OLS	- 24,16887 1,3	0,02832 16,4							0,961	1,47	4,4
	LIN-LOG	STA	OLS	- 801,215 44,0	247,516 18,8							0,970	1,81	3,9
	LIN	TRE	OLS	25,413 0,9						4,97841 26,3		0,978	0,99	5,7
30	LOG	DYN	OLS	- 2,0135 2,3	0,9535 2,5			0,2739 1,1				0,987	1,75	4,9
	LIN	TRE	OLS	19,335 2,3						1,52317 15,7		0,939	0,63	6,3
	LIN	DYN	OLS	3,401 0,4	0,00347 1,7			0,57355 2,6				0,964	1,90	4,8
	LOG	DYN	OLS	- 0,6873 1,5	0,4143 1,9			0,4989 2,3				0,971	1,79	4,7
31	LIN	DYN	TPLS	3,62885 0,5	0,00414 1,3			0,50281 1,5				0,958	2,01	4,8
	LOG	STA	OLS	- 2,52136 18,2	1,02360 14,0							0,924	1,55	9,5
	LOG-	STA	OLS	0,59014 4,3	0,00014 17,4							0,949	2,22	7,7

Ausgabearart	Funktions-typ	Modell <sup>2</sup>	Schätzverfahren <sup>3</sup>	Regressionskoeffizienten <sup>4</sup>							Prüfmaße			
				Absolutes Glied	$y_t$	$y_{t-1}$	$P_t$	$q_{t-1}$	$t$	$\hat{u}_{t-1}$	$R^2$	DW	V	
noch 31	LOG-LIN <sup>+</sup>	STA	OLS	0,57318 5,9	0,00015 10,9							0,915	1,47	7,0
	INV	STA	OLS	0,00315 0,1	265,544 13,4							0,919	2,28	9,4
	LIN	TRE	OLS	5,664 1,4					0,72475 15,6			0,939	1,41	8,2
	LIN	TRE	OLS	16,128 4,0	- 0,00601 2,6					1,78559 4,3		0,956	1,98	7,0
	LIN	DYN	OLS	- 1,208 0,3	0,00208 1,7				0,55993 1,9			0,924	2,37	9,0
	LIN <sup>+</sup>	STA	OLS	- 28,42912 2,0	0,02181 20,6							0,975	1,42	4,1
33	LIN	TRE	OLS	19,356 1,1					3,13651 27,4			0,980	0,59	5,1
	LIN	TRE	OLS	42,680 2,5	- 0,01340 2,3				5,50116 5,2			0,984	0,88	4,6
	LIN	TRE	OLS	1,547 1,0					0,25384 6,4			0,719	0,94	22,1
34	LIN <sup>+</sup>	STA	OLS	- 28,27896 0,4	0,11480 24,5							0,982	1,53	2,5
	LOG <sup>+</sup>	STA	OLS	1,19514 15,4	1,06300 26,9							0,985	1,49	2,3
35	LOG <sup>+</sup>	STA	OLS	2,140 27,6	0,00012 26,1							0,984	1,43	2,4
	LIN <sup>+</sup>	STA	OLS	- 0,00014 0,3	9,86421 29,1							0,987	1,44	2,1
	LIN	TRE	OLS	182,441 1,7					19,48894 37,9			0,990	1,56	3,1
	LIN	TRE	OLS	61,319 0,6	0,06958 2,8				7,20919 1,6			0,992	1,65	2,6

Ausgabearart	Funktions-typ <sup>1</sup>	Modell <sup>2</sup>	Schätzverfahren <sup>3</sup>	Regressionskoeffizienten <sup>4</sup>							Prüfmaße			
				Absolutes Glied	Y <sub>t</sub>	Y <sub>t-1</sub>	P <sub>t</sub>	c <sub>t-1</sub>	t	ŝ <sub>t-1</sub>	R <sup>2</sup>	DW	V	
noch 35	LIN	DYN	OLS	0,785	0,08053				0,26284			0,992	1,86	2,6
	LOG	DYN	OLS	0,0	4,1				1,5			0,990	1,85	2,7
	LIN	DYN	OLS	2,3	3,3				0,2471			0,992	1,95	2,4
	LIN	DYN	TPLS	284,110	0,09103				1,2			0,990	2,16	2,7
	LIN	DYN	TPLS	2,9	4,8				0,17643			0,990	2,16	2,7
36	LIN <sup>+</sup>	STA	OLS	0,0	3,1				0,21669			0,969	1,72	7,6
	LOG <sup>+</sup>	STA	OLS	887,215	0,01007				563,659			0,980	1,75	7,0
	LOG <sup>-</sup>	STA	OLS	31,7	6,9				4,1			0,973	1,66	8,3
	LIN <sup>+</sup>	STA	OLS	15,71852	4,88955				6,05054			0,979	1,84	7,5
	INV <sup>+</sup>	STA	OLS	82,1	9,5				4,7			0,912	1,02	17,5
37	LIN	TRE	OLS	25,4	7,5				3,94073			0,970	1,99	9,9
	LIN	DYN	TPLS	0,14412	288,663				0,08484			0,980	1,62	7,8
	LIN	DYN	TPLS	18,2	11,0				4,7			0,980	2,33	7,3
	LIN	DYN	TPLS	0,1	3,7				0,68325			0,941	0,27	18,0
	LIN	DYN	TPLS	46,97138	3,7				0,06402			0,966	0,87	13,8
				1,5	2,5				3,2			0,990	2,53	7,1
				0,0035	23,3				0,68978			0,980	1,62	7,8
				262,771	23,3				3,2			0,980	2,33	7,3
				9,322	0,3				5,31333			0,941	0,27	18,0
				81,845	3,5				15,8			0,966	0,87	13,8
				7,742	1,7				14,55609			0,990	2,53	7,1
				0,3					5,5			0,990	2,53	7,1

Ausgabearart	Funktionsart	Modell <sup>2</sup>	Schätzverfahren <sup>3</sup>	Regressionskoeffizienten <sup>4</sup>							Prüfmaße			
				Absolutes Glied	$y_t$	$y_{t-1}$	$P_t$	$q_{t-1}$	$t$	$\hat{u}_{t-1}$	$R^2$	DW	V	
38	LIN <sup>+</sup>	STA	OLS	- 64,23799	0,02565							0,990	1,71	4,9
	LIN	TRE	OLS	4,0	32,6					3,50344		0,968	0,34	12,8
	LIN	TRE	OLS	0,3						22,0		0,974	0,63	12,1
	LIN	DYN	OLS	20,270	0,01502					4,0		0,996	1,92	4,4
	LIN	DYN	OLS	1,1	1,7							0,996	2,02	4,3
	LOG	DYN	TPLS	0,6	0,00597							0,997	2,40	5,4
	LIN	DYN	TPLS	14,25062	0,00702							0,996	1,96	4,2
	LIN	DYN	OLS	0,8	3,9							0,996	0,56	5,7
39	LIN	TRE	OLS	69,296								0,743	0,56	5,7
	LIN	DYN	TPLS	25,41944	0,01880	- 0,01562				1,47773		0,906	2,22	3,2
	LOG	DYN	TPLS	3,3	2,0	1,7				6,8		0,856	2,10	3,2
	LOG	DYN	TPLS	0,6042	0,1367	-						0,992	1,71	6,5
40	LIN <sup>+</sup>	STA	OLS	- 71,54637	0,01365							0,982	1,71	6,5
	LIN <sup>-</sup>	STA	OLS	8,2	23,0							0,976	1,76	7,5
	LOG <sup>+</sup>	TRE	OLS	411,355	119,157							0,891	0,18	18,5
	LIN	TRE	OLS	46,9	19,9							0,941	0,86	14,0
	LIN	TRE	OLS	1,417								0,993	1,63	6,1
	LIN	DYN	OLS	39,885	0,2210							0,992	1,95	6,2
	LOG	DYN	OLS	4,4	3,6							0,993	1,63	6,1
	LOG	DYN	TPLS	0,8008	0,2665							0,992	1,95	6,2

Ausgabearart	Funktions-typ <sup>1</sup>	Modell <sup>2</sup>	Schätzverfahren <sup>3</sup>	Regressionskoeffizienten <sup>4</sup>						Prüfmaße			
				Absolutes Glied	$y_t$	$y_{t-1}$	$p_t$	$q_{t-1}$	$t$	$\hat{u}_{t-1}$	$R^2$	DW	V
41	LIN <sup>+</sup>	STA	OLS	108,916	0,11782		- 304,132				0,996	1,97	2,1
	LOG <sup>+</sup>	STA	OLS	1,4	38,8		4,4				0,975	0,41	7,7
	LOG <sup>+</sup>	STA	OLS	- 2,88823	1,47953						0,993	1,46	2,6
	LOG <sup>+</sup>	STA	OLS	14,8	24,7						0,996	1,44	3,0
	LOG <sup>-</sup>	STA	OLS	4,19030	1,84152						0,994	1,69	2,5
	LIN	STA	OLS	31,3	40,8						0,993	1,57	2,8
	LIN	STA	OLS	1,61096	0,00021						0,995	1,99	2,4
	LIN <sup>+</sup>	STA	OLS	8,3	63,6						0,974	0,71	7,0
	LIN <sup>+</sup>	STA	OLS	11,9	43,4						0,994	1,49	4,1
	LIN <sup>+</sup>	STA	OLS	-3282,40	988,110		-1089,958				0,993	1,69	3,9
	LOG <sup>+</sup>	STA	OLS	41,5	29,1		5,4				0,992	1,44	2,1
	INV <sup>+</sup>	STA	OLS	- 2,7	28,31580					17,79506	0,994	1,78	3,5
	LIN	TRE	OLS	56,89	45,6					24,6	0,990	0,76	3,3
	LOG	DYN	OLS	0,6	0,7226						0,994	1,42	2,4
LIN	DYN	TPPLS	- 3,1	3,4						0,63749	1,54	2,1	
LOG	DYN	OLS	0,9	0,06208						1,6	0,996	1,54	
LIN	DYN	TPPLS	77,97761	0,06208						0,27440	0,996	2,10	
LOG	DYN	OLS	0,2110	0,3629						0,6	0,996	2,10	
LIN	DYN	TPPLS	2,6	2,1						0,6	0,996	2,10	
LIN	DYN	TPPLS	- 44,79405	0,12208						0,6	0,996	2,10	
LIN	TRE	OLS	29,487	4,0						5,7	0,990	0,76	3,3
LIN	DYN	OLS	1,4	0,00776						3,87518	0,994	1,42	2,4
LIN	DYN	OLS	0,0	2,6						39,0	0,994	1,42	2,4
LIN	DYN	OLS	60,173	0,00932							0,996	1,54	2,1
LOG	DYN	TPPLS	3,0	3,6							0,996	1,54	2,1
LOG	DYN	TPPLS	- 0,9552	0,5379							0,996	2,10	1,9
			2,6	3,0							0,996	2,10	1,9

Ausgabearart	Funktions-typ <sup>1</sup>	Modell <sup>2</sup>	Schätzverfahren <sup>3</sup>	Regressionskoeffizienten <sup>4</sup>							Prüfmaße			
				Absolutes Glied	$y_t$	$y_{t-1}$	$p_t$	$q_{t-1}$	$t$	$\hat{u}_{t-1}$	$R^2$	DW	V	
43	LIN <sup>+</sup>	STA	OLS	- 9,18275	0,01372							0,984	2,09	2,6
	LOG <sup>+</sup>	STA	OLS	- 1,1	26,1							0,986	1,94	2,5
	LIN <sup>-</sup>	STA	OLS	- 30,8	1,22206							0,980	1,76	2,9
	LOG <sup>+</sup>	STA	OLS	- 382,636	119,075							0,988	1,73	2,5
	INV <sup>+</sup>	STA	OLS	- 43,9	23,1							0,972	1,21	4,7
	LIN	TRE	OLS	- 1,1	110,067					2,01833		0,984	2,06	3,6
	LIN	DYN	OLS	- 1,8	20,063					24,0		0,986	2,08	3,8
	LOG	DYN	OLS	- 0,1	0,00778							0,986	1,97	3,5
	LIN	DYN	OLS	- 1,975	4,2							0,990	0,94	3,2
	LIN	DYN	OLS	- 2,9	0,5995							0,994	1,75	2,3
	LIN	DYN	OLS	- 9,95199	3,1							0,994	1,64	2,4
	LIN	DYN	OLS	- 0,9	0,00950							0,994	1,81	2,3
44	LIN	TRE	OLS	- 49,550	2,4							0,994	2,07	2,6
	LIN	DYN	OLS	- 1,6	0,01553							0,996	1,72	2,2
	LIN	DYN	OLS	- 3,249	3,6							0,994	1,75	2,3
	LOG	DYN	OLS	- 0,1	0,3066							0,994	1,64	2,4
	LIN	DYN	TPPLS	- 1,3	1,8							0,994	1,81	2,3
	LIN	DYN	TPPLS	- 3,01779	0,01664							0,994	1,81	2,3
	LOG	DYN	TPPLS	- 0,1	2,4							0,994	1,81	2,3
	LOG	DYN	TPPLS	- 0,6925	0,4776							0,994	1,81	2,3
	LIN	DYN	OLS	- 2,0	2,4							0,994	1,81	2,3
	LIN	DYN	OLS	- 50,078	0,01831							0,994	1,81	2,3
	LIN	DYN	OLS	- 1,6	3,9							0,996	1,72	2,2

Ausgewählte Nachfragefunktionen für die Ausgabearten des Privaten Verbrauchs

Ausgabeart	Funktions-typ	Modell <sup>2</sup>	Schätzverfahren <sup>3</sup>	Regressionskoeffizienten <sup>4</sup>							Prüfmaße			
				Absolutes Glied	$y_t$	$y_{t-1}$	$P_t$	$q_{t-1}$	$t$	$\hat{u}_{t-1}$	$R^2$	DW	V	
45	LIN	TRE	OLS	0,507						3,53654		0,982	0,91	7,8
	LIN	DYN	OLS	0,1	0,00920			0,57223		29,5		0,990	1,53	5,3
	LOG	DYN	OLS	15,190	3,7			4,7				0,994	1,52	5,2
	LIN	DYN	TPLS	0,8	1,6527			1,8				0,992	1,91	4,8
46	LIN	TRE	OLS	23,16948	0,01289			0,48212		2,45965		0,982	1,08	5,5
	LIN	DYN	OLS	1,3	4,2			3,8		30,2		0,982	1,51	5,4
	LOG	DYN	OLS	9,522	0,00451			0,68862				0,983	1,57	5,9
	LIN	DYN	TPLS	0,7	1,6			1,5				0,980	1,99	5,3
47	INV	STA	OLS	7,85553	0,00763			0,64201		2,48615		0,984	1,54	4,6
	LIN	TRE	OLS	0,7	87,567			2,9		21,3		0,966	0,98	5,9
	LOG	DYN	OLS	0,2	31,0			3,3				0,975	1,60	4,8
	LIN	DYN	TPLS	20,221	2,4			1,3				0,978	1,78	4,6
48	LIN	DYN	OLS	2,60740	0,01767			0,56938				0,980	1,70	4,5
	LIN	DYN	OLS	0,2	21,4			1,3				0,990	2,31	2,7
	LOG	STA	OLS	21,080	0,00765			1,9				0,993	1,50	3,9
	LIN	DYN	TPLS	1,6	2,1			1,3						



Ausgewählte Nachfragefunktionen für die Ausgabearten des Privaten Verbrauchs

noch Tabelle A2

Ausgabearart	Funktions-typ	Modell <sup>2</sup>	Schätzverfahren <sup>3</sup>	Regressionskoeffizienten <sup>4</sup>							Prüfmaße				
				Absolutes Glied	$y_t$	$y_{t-1}$	$P_t$	$\alpha_{t-1}$	t	$\hat{\sigma}_{t-1}$	R <sup>2</sup>	DW	V		
noch 48	LOG <sup>+</sup>	STA	OLS	- 4,0747 35,3	1,59044 38,5							0,993	2,46	2,4	
	LOG- LIN <sup>+</sup>	STA	OLS	0,91637 7,9	0,00018 30,9							0,989	1,65	3,0	
	INV	STA	OLS	- 0,01462 1,0	148,3305 44,8							0,992	2,13	4,3	
	INV <sup>+</sup>	STA	OLS	- 0,01472 2,2	148,503 38,3							0,993	2,01	2,5	
	LIN	TRE	OLS	10,729 0,7	0,00721 1,6					2,73701 34,3		0,986	1,68	4,8	
	LIN	TRE	OLS	- 1,827 0,1	0,00721 1,6					1,46405 1,9		0,988	1,41	4,5	
	LIN	DYN	OLS	- 12,386 0,9	0,01157 5,0				0,27311 1,9			0,992	1,85	3,8	
	49	LIN	TRE	OLS	13,130 6,2						0,36374 8,8		0,830	1,14	5,5
		LIN	DYN	OLS	3,900 1,8	0,00131 2,9				0,50006 2,3			0,874	1,83	4,9
		LOG	DYN	OLS	- 0,1915 1,0	0,1924 1,7				0,6048 2,4			0,853	1,87	5,2
LOG		DYN	TPLS	- 0,3731 1,5	0,3024 1,6				0,4892 1,5		0,1109 0,3	0,859	1,97	5,2	
50	INV	STA	OLS	0,03361 6,8	79,466 18,1			- 0,03681 10,3				0,965	2,01	4,8	
	LIN	TRE	OLS	40,851 4,2						1,08937 3,0		0,362	0,30	15,5	
	LIN	DYN	OLS	14,736 1,8	- 0,00164 1,1				0,84931 6,6			0,832	2,58	6,8	
	LOG	DYN	OLS	- 0,7253 2,9	0,1199 1,1				0,8309 5,7			0,802	2,60	6,9	

Ausgewählte Nachfragefunktionen für die Ausgabearten des Privaten Verbrauchs

Ausgabeart	Funktions-typ <sup>1</sup>	Modell <sup>2</sup>	Schätzverfahren <sup>3</sup>	Regressionskoeffizienten <sup>4</sup>						Prüfmaße			
				Absolutes Glied	$Y_t$	$Y_{t-1}$	$P_t$	$q_{t-1}$	$t$	$\hat{u}_{t-1}$	$R^2$	DW	V
noch 50	LIN	DYN	OLS	49,646	0,00810		- 55,425	0,55553			0,858	2,19	6,5
	LOG	DYN	TPLS	6,1 1,2598 3,3	1,2 0,2145 1,8		1,5	2,4 0,7023 4,6			0,738	2,29	6,5
	LIN	TRE	OLS	0,959						1,00385	0,941	0,28	13,2
	LIN	TRE	OLS	0,2 13,831 2,5	0,00739 2,3					16,0 2,30889 4,0	0,956	0,60	11,8
51	LIN	DYN	OLS	- 1,740	0,00118			0,84689			0,988	1,93	6,0
	LOG	DYN	OLS	0,3	2,1			8,9			0,992	1,43	7,1
	LIN	DYN	TPLS	1,8 2,24330	1,9 0,00140			9,3 0,82344			0,986	2,04	6,2
	LOG	DYN	TPLS	0,4 1,3168 1,8	2,0 0,4997 2,2			7,2 0,8873 6,3			0,992	2,30	6,5
	LIN	STA	OLS	38,783	0,07743						0,997	1,90	1,9
	LIN <sup>+</sup>	STA	OLS	0,5 42,710 0,9	69,8 0,07840 34,1						0,991	1,86	1,9
52	LOG	STA	OLS	1,88901	1,19959						0,998	1,92	1,9
	LOG <sup>+</sup>	STA	OLS	12,1	80,0						0,990	1,87	2,1
	INV <sup>+</sup>	STA	OLS	21,2	33,4						0,989	1,83	2,3
	LIN	TRE	OLS	0,00077	17,898						0,988	1,16	3,5
	LIN	DYN	OLS	95,918 1,3 161,565 2,3	31,2 0,07548 7,0		- 228,328 1,7	0,12908 1,0		13,67631 37,7	0,998	1,89	1,8

Ausgabearart	Funktions-typ <sup>1</sup>	Modell <sup>2</sup>	Schätzverfahren <sup>3</sup>	Regressionskoeffizienten <sup>4</sup>						Prüfmaße			
				Absolutes Glied	$y_t$	$y_{t-1}$	$P_t$	$q_{t-1}$	$t$	$q_{t-1}$	$R^2$	DW	V
53	LIN-LOG	STA	OLS	369,632 27,4	114,448 21,6		132,235 3,9				0,977	1,53	6,6
	LIN	TRE	OLS	9,508 0,7				2,49716 25,0			0,975	0,72	6,6
	LIN	TRE	OLS	0,935 0,1	0,00600 1,0			1,43847 1,4			0,976	0,87	6,6
	LIN	DYN	OLS	2,094 0,2	0,00404 1,3			0,69514 3,3			0,982	2,12	5,2
	LIN	TRE	OLS	103,091 3,5				5,36612 20,9			0,964	0,84	3,7
54	LIN	DYN	OLS	21,206 0,8	0,00930 1,7			0,68191 3,9			0,970	1,42	3,2
	LIN	DYN	TPLS	33,90572 1,3	0,01732 2,5			0,64837 3,8		0,36052 1,8	0,972	2,06	3,0
	LOG	DYN	TPLS	0,1122 0,7	0,2830 1,9			0,8610 4,9		0,2540 1,8	0,965	2,29	3,2
	LIN	TRE	OLS	112,599 2,7				7,86328 32,4			0,986	0,90	2,9
LIN	DYN	TPLS	24,36172 0,7	0,02462 3,1			0,78195 5,5			0,990	1,89	2,2	

<sup>1</sup>Die folgenden Abkürzungen wurden für die einzelnen Funktionstypen gewählt: LIN = arithmetisch-linearer Funktionstyp; LOG = doppel-logarithmischer Funktionstyp; LOG-LIN = links-logarithmischer Funktionstyp; LIN-LOG = rechts-logarithmischer Funktionstyp; INW = doppel-inverser Funktionstyp; das Symbol + kennzeichnet, daß diese Funktionen für die Referenzperiode 1955 bis 1967 gerechnet wurden.

<sup>2</sup>Die einzelnen Funktionen sind nach statischen, Trend- und dynamischen Modellen unterschieden. STA = statisches Modell; TRE = Trendmodell; DYN = dynamisches Modell.

<sup>3</sup>OLS = Methode der kleinsten Quadrate; TPLS = Drei-Phasen-Methode der kleinsten Quadrate.

<sup>4</sup>Unter den Regressionskoeffizienten stehen die t-Werte.