

Gundlach, Erich

Working Paper — Digitized Version

Ausgaben- und Preiselastizitäten der Dienstleistungsnachfrage: Zeitreihen- und Querschnittsergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland

Kiel Working Paper, No. 430

Provided in Cooperation with:

Kiel Institute for the World Economy – Leibniz Center for Research on Global Economic Challenges

Suggested Citation: Gundlach, Erich (1990) : Ausgaben- und Preiselastizitäten der Dienstleistungsnachfrage: Zeitreihen- und Querschnittsergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland, Kiel Working Paper, No. 430, Kiel Institute of World Economics (IfW), Kiel

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/554>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Kieler Arbeitspapiere

Kiel Working Papers

Arbeitspapier Nr. 430

Ausgaben- und Preiselastizitäten der
Dienstleistungsnachfrage
- Zeitreihen- und Querschnittsergebnisse
für die Bundesrepublik Deutschland -

von
Erich Gundlach

September 1990

Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel

The Kiel Institute of World Economics

ISSN 0342-0787

Institut für Weltwirtschaft
Düsternbrooker Weg 120
2300 Kiel

Arbeitspapier Nr. 430

Ausgaben- und Preiselastizitäten der
Dienstleistungsnachfrage
- Zeitreihen- und Querschnittsergebnisse
für die Bundesrepublik Deutschland -

von
Erich Gundlach

September 1990

AG 3502 / 90 ^{Weltwirtschaft}
Kiel

Für Inhalt und Verteilung der Kieler Arbeitspapiere ist der jeweilige Autor allein verantwortlich, nicht das Institut. Da es sich um Manuskripte in einer vorläufigen Fassung handelt, wird gebeten, sich mit Anregung und Kritik direkt an den Autor zu wenden und etwaige Zitate vorher mit ihm abzustimmen.

<u>INHALTSVERZEICHNIS:</u>	<u>Seite</u>
1. Wie elastisch ist die Dienstleistungsnachfrage?	1
2. Der Schätzansatz	3
3. Die Daten	9
4. Querschnittsergebnisse	15
4.1 Analysekonzept	15
4.2 Gesamtausgaben und Pro-Kopf Ausgaben der Haushalte	20
4.3 Haushaltsgröße und Familienstruktur	28
4.4 Erwerbstätigkeit des Haushaltsvorstands	37
4.5 Soziale Stellung des Haushaltsvorstands	45
5. Zeitreihenergebnisse	56
5.1 Analysekonzept	56
5.2 Schätzungen mit restringierten Ausgabenelastizitäten	61
5.3 Schätzungen ohne Restriktionen	66
5.4 Restringierte Schätzungen für den Haushaltstyp 3	79
6. Zusammenfassung	87
Anhang I - Statistische Quellen	90
Anhang II - Querschnittsdaten	94
Datensatz II.1 - Haushalte nach Personenzahl	94
Datensatz II.2 - Haushalte nach Familienstruktur	95
Datensatz II.3 - Haushalte nach Familienstruktur und sozialer Stellung des Haushaltsvorstands	96
Datensatz II.4 - Haushalte nach Altersgruppen	98
Anhang III - Längsschnittdaten	99
Datensatz III.1 - Längsschnittausgaben für Haushaltstypen	99
Datensatz III.2 - Längsschnittausgaben für die Gesamtwirtschaft	100
Datensatz III.3 - Preisindizes	101
Literaturverzeichnis	102

AUSGABEN- UND PREISELASTIZITÄTEN DER
DIENSTLEISTUNGSNACHFRAGE - ZEITREIHEN- UND
QUERSCHNITTSERGEBNISSE FÜR DIE BUNDESREPUBLIK DEUTSCHLAND*

1. Wie elastisch ist die Dienstleistungsnachfrage?

Seit den Arbeiten von KUZNETS [1966] und FUCHS [1968] gilt die Dienstleistungsnachfrage der privaten Haushalte als ausgabenelastisch und preisunelastisch. Dieser Befund wird in der wirtschaftswissenschaftlichen Literatur nach wie vor als weitgehend plausibel betrachtet [INMAN, 1985]. Danach nimmt die Dienstleistungsnachfrage mit steigenden Gesamtausgaben für den Privaten Verbrauch überproportional zu, mit steigenden relativen Dienstleistungspreisen aber nur unterproportional ab. Die Plausibilität dieser Hypothese kann sowohl aus empirischer als auch aus theoretischer Sicht angezweifelt werden.

So scheinen die Ausgabenanteile für Dienstleistungen im Querschnitt über verschiedene Länder hinweg konstant zu sein, wenn der Dienstleistungskonsum in einheitlichen internationalen Preisen gemessen wird [Kravis, Heston, Summers, 1982]; und im Zeitablauf scheint die Dienstleistungsnachfrage gar nur unterproportional zuzunehmen, wenn die trendmäßige Zunahme der Frauenerwerbstätigkeit als erklärende Variable mit in die Analyse einbezogen wird [Hammes, Rosa, Grubel, 1989]. Hinzu kommt, daß eine gleichzeitig ausgabenelastische und preisunelastische Dienstleistungsnachfrage für die hier gewählte Aggregationsstufe nur sehr schwer mit der Theorie des Haushalts in Einklang zu bringen ist. Wenn man die Analyse zur Vereinfachung z. B. auf eine Zwei-Güter Welt beschränkt - also nur Dienstleistungen gegenüber der Gruppe aller anderen Güter betrachtet -, folgt aus der Homogenitätsbedingung der Theorie des Haushalts, daß die Ausga-

* Ich danke Hugo Dicke für eine kritische Durchsicht des Manuskripts.

benelastizität dem Betrag nach nicht größer als die (unkompensierte) Preiselastizität der Nachfrage sein kann. Die Homogenitätsbedingung besagt nämlich, daß die Summe aus Ausgaben-, Preis- und Kreuzpreiselastizität gleich 0 sein muß, wenn sich die Konsumententscheidungen eines repräsentativen Wirtschaftssubjekts als Ausdruck eines Maximierungsverhaltens unter Nebenbedingungen darstellen lassen. In dieser Zwei-Güter-Welt kann die Kreuzpreiselastizität keinen negativen Wert annehmen, weil Dienstleistungen und die Gruppe aller anderen Güter als Substitute betrachtet werden müssen - anderenfalls hätte das repräsentative Wirtschaftssubjekt keine Wahlentscheidung zu treffen. Deshalb kann die (unkompensierte) Preiselastizität in einem solchen Fall auch nicht (dem Betrag nach) kleiner als die Ausgabenelastizität sein. Genau dies ist aber in der Regel das Ergebnis der empirischen Studien zur Dienstleistungsnachfrage. So ist auch bei neueren Untersuchungen die Homogenitätsbedingung nicht erfüllt; die Ausgabenelastizität liegt dort (dem Betrag nach) vielmehr deutlich über der Preiselastizität.¹

A priori kann man nicht entscheiden, ob die Ausgabenelastizität generell eher überschätzt oder die Preiselastizität eher unterschätzt wird. Erklärungsbedürftig ist in diesem Zusammenhang zum einen, weshalb bei Querschnittsanalysen in der Regel andere Ausgabenelastizitäten ermittelt werden als bei Zeitreihenanalysen, und zum anderen, weshalb die Homogenitätsbedingung in den meisten Fällen keine Gültigkeit beanspruchen kann. In diesem Beitrag wird versucht, anhand von Zeitreihen- und Querschnittsdaten für die Bundesrepublik Deutschland mit Hilfe des Almost Ideal Demand Systems (AIDS) konsistente Ausgaben- und Preiselastizitäten der Dienstleistungsnachfrage zu schätzen, um so die empirische Relevanz der Kuznets-Fuchs Hypothese zu überprüfen.

¹ Vgl. z.B. KRAVIS, HESTON, SUMMERS [1983], SUMMERS [1985], SUMMERS, HESTON [1988], HAMMES, ROSA, GRUBEL [1989] und GRUBEL, WALKER [1989].

2. Der Schätzansatz

Die grundlegende Annahme der Theorie des Haushalts besagt, daß der repräsentative Konsument sich bei seinen Nachfrageentscheidungen so verhält, als ob er seine Nutzenfunktion unter Berücksichtigung einer Budgetbeschränkung maximieren würde. Dabei spielt es für die ökonomische Analyse des Konsumentenverhaltens keine Rolle, ob tatsächlich eine Nutzenfunktion existiert. Entscheidend ist vielmehr, ob die Annahme der Nutzenmaximierung bessere Vorhersagen über das Konsumentenverhalten gestattet als Konzepte, die ohne eine Nutzenfunktion auskommen [PHLIPS, 1983]. Die Annahme der Nutzenmaximierung dient also lediglich als ein Instrument, mit dessen Hilfe die Realität, so wie sie sich in den wirtschaftlichen Daten widerspiegelt, erklärt werden soll.

Der Unterschied dieses theoretischen Konzepts gegenüber eher pragmatischen Ansätzen besteht darin, daß die aus einer Nutzenfunktion abgeleiteten Nachfragefunktionen einer Reihe von Restriktionen unterliegen, die empirisch falsifiziert werden können. Zu diesen Restriktionen gehört, daß

- die mit den Budgetanteilen gewichtete Summe der Ausgabenelastizitäten gleich 1 ist (Adding-up);
- die Summe der Ausgaben-, der Preis- und der Kreuzpreiselastizität(en) gleich 0 ist (Homogenität),
- die mit den Budgetanteilen gewichteten kompensierten Kreuzpreiselastizitäten identisch sind (Symmetrie) und
- die Nachfragefunktionen einen fallenden Verlauf aufweisen (Negativität).

Die Adding-up Bedingung und die Homogenitätsbedingung folgen aus der Annahme einer linearen Budgetbeschränkung; die Symmetrie- und die Negativitätsbedingung müssen gelten, wenn die Konsumenten annahmegemäß rationale Wahlentscheidungen treffen, also konsistente Präferenzen aufweisen. Wenn diese

Bedingungen erfüllt sind, reflektieren die geschätzten Koeffizienten der Nachfragefunktion(en) das Maximierungsverhalten des repräsentativen Konsumenten unter Nebenbedingungen. Wenn sie nicht erfüllt sind, können die geschätzten Koeffizienten auch nicht als Ausdruck eines Optimierungsverhaltens interpretiert werden. Die Theorie des Haushalts muß somit immer dann als falsifiziert gelten, wenn ausgeschlossen werden kann, daß die Nichterfüllung der Restriktionen nicht durch eine Fehlspezifikation der Schätzgleichung bedingt ist - wobei sich auch eine solche Hypothese wiederum empirisch testen läßt. Deshalb kann man genaugenommen das Konsumentenverhalten auch nicht mit Schätzansätzen erklären, deren Implikationen im Widerspruch zu den Restriktionen der Theorie des Haushalts stehen, ohne dabei die Annahme aufzugeben, daß sich die Individuen bei ihren Nachfrageentscheidungen am ökonomischen Prinzip orientieren.

Bei der empirischen Analyse geht es nun zunächst darum, den Schätzansatz so zu formulieren, daß die Hypothese der Gültigkeit der Restriktionen falsifiziert werden kann.¹ Diesen

¹ Dabei ist zu bedenken, daß die empirischen Daten die Adding-up Bedingung, nach der die Summe der marginalen Konsumausgaben gleich 1 sein muß (die Gesamtausgaben müssen der Summe der Einzelausgaben entsprechen), stets erfüllen müssen. Diese Bedingung sollte dem Schätzansatz deshalb a priori als Restriktion auferlegt werden. Mit dem in vielen empirischen Analysen benutzten doppellogarithmischen Ansatz in der Form

$$\ln x_{it} = a + b \ln x_t$$

mit x_{it} = Ausgaben für Gut i in der Periode t

x_t = Gesamtausgaben in der Periode t

erhält man aber z.B. eine konstante Ausgabenelastizität der Nachfrage (b), die mit der Adding-up Bedingung nicht vereinbar ist, sofern nicht alle Ausgabenelastizitäten gleich 1 sind. Wenn die die Ausgabenelastizität größer als 1 ist, nehmen die Ausgaben für Gut i in jeder Periode schneller zu als die Gesamtausgaben. Demnach müßten sie schließlich die Gesamtausgaben sogar übersteigen, was unmöglich ist.

Anforderungen genügt z. B. das Almost Ideal Demand System (AIDS) [DEATON, MUELLBAUER, 1980a, b], das hier für die empirische Analyse benutzt wurde. Das AIDS ist vor allem deshalb sehr rasch zu einer populären Variante für Nachfrageschätzungen und für einen Test der Restriktionen der Nachfragetheorie geworden, weil es aufgrund seiner Benutzerfreundlichkeit für empirische Analysen besonders gut geeignet erscheint, ohne dabei an Komplexität gegenüber anderen Schätzansätzen einzubüßen. So kann das AIDS als eine Taylor-Approximation ersten Grades an ein allgemeines Nachfragesystem, wie z. B. das Rotterdam- oder das Translog-Modell, betrachtet werden. Sein großer Vorteil gegenüber diesen Ansätzen besteht aus ökonomischer Sicht nun darin, daß es fast vollständig (almost) in linearen Gleichungen formuliert werden kann. Sofern nämlich für die Analyse ein allgemeiner Preisindex benutzt wird, der eine linear homogene Funktion der individuellen Preise ist, besteht die Möglichkeit, das AIDS Gleichung für Gleichung mit OLS (Ordinary Least Squares) zu schätzen.

Als Ausgangspunkt für die Ableitung der AIDS-Nachfragefunktionen dient die Annahme einer spezifischen Klasse von Präferenzen, die so aggregiert werden können, als ob sie die Nachfrageentscheidungen eines repräsentativen Konsumenten widerspiegeln. Diese Präferenzen werden durch eine Kostenfunktion (Ausgabenfunktion)

$$(2.1) \quad c(u, p) = x$$

abgebildet, die jenes Ausgabenminimum (x) des repräsentativen Konsumenten bestimmt, das nötig ist, um ein spezifisches Nutzenniveau (u) bei gegebenen relativen Preisen (p) zu erreichen.

Die Ableitung der Kostenfunktion (2.1) nach den Preisen ergibt die Hicksschen Nachfragefunktionen (Shephard's lemma),

also die nachgefragten Mengen (q_i) in Abhängigkeit vom Nutzen (u) und von den Preisen (p):

$$(2.2) \quad \frac{\partial c(u, p)}{\partial p_i} = h_i(u, p) = q_i$$

Einer direkten empirischen Analyse sind aber nur die Marshallschen Nachfragefunktionen zugänglich, die die nachgefragten Mengen (q_i) in Abhängigkeit von den Gesamtausgaben (x) und von den Preisen (p) beschreiben. Um zu dieser Funktion zu gelangen, invertiert man zunächst die Kostenfunktion (2.1) und erhält so die indirekte Nutzenfunktion:

$$(2.3) \quad u = \Psi(x, p)$$

Deren Substitution in die Hickssche Nachfragefunktion (2.2) ergibt dann die Marshallsche Nachfragefunktion:

$$(2.4) \quad q_i = g_i(x, p)$$

Diese Zusammenhänge verdeutlichen, daß die aus ökonometrischer Sicht vorteilhaften Eigenschaften des AIDS ganz entscheidend von der funktionalen Form der Kostenfunktion abhängen. Sie wurde explizit so gewählt, daß das AIDS weitgehend ohne die Schätzung nicht-linearer Zusammenhänge auskommt und die Falsifizierbarkeit der Homogenitäts-, der Symmetrie- und der Negativitätsbedingung gestattet [DEATON, MUELLBAUER 1980a]. Sie lautet:

$$(2.5.1) \quad c(u, p) = e^{a(p) + ub(p)} \quad \text{bzw.}$$

$$(2.5.2) \quad \log c(u, p) = a(p) + ub(p)$$

wobei

$$a(p) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \log p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_i \log p_j$$

$$b(p) = \beta_0 \prod_{i=1}^n p_i^{\beta_i}$$

mit α , β und γ als Parameter.

Die Ableitung der logarithmierten Kostenfunktion (2.5.2) nach den Preisen ergibt die Hicksschen Nachfragen [vgl. Gleichung (2.2)] in Form von Ausgabenanteilen. Die Marshallischen Nachfragen erhält man dann [vgl. Gleichungen (2.3) und (2.4)], ebenfalls in Form von Ausgabenanteilen, als

$$(2.6) \quad w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log(x/P)$$

mit w_i als Ausgabenanteil (budget share) und P als allgemeinem Preisindex.

Für Querschnittsanalysen, in denen (normalerweise) keine Preisvariation beobachtet werden kann, reduziert sich dieser Schätzansatz¹ auf

$$(2.7) \quad w_i = \alpha_i + \beta_i \log x.$$

Die Preiselastizitäten und die Ausgabenelastizitäten des AIDS können mit Hilfe der Ausgabenanteile und der geschätzten Koeffizienten auf einfache Weise berechnet werden. Die kompensierten Preiselastizitäten der Nachfrage (ϵ_{ij}) erhält man aus der Ableitung der Hicksschen Nachfragefunktion bzw. aus der zweiten Ableitung der Kostenfunktion als [HANSEN 1989].

$$(2.8) \quad \epsilon_{ij} = \frac{1}{w_i} [\gamma_{ij} - w_i \mu_{ij} + w_i w_j]$$

¹ Diese funktionale Form geht zurück auf H. WORKING [1943].

mit $\mu_{ij} = 0$ für $i \neq j$
 $= 1$ für $i = j$.

Die Ausgabenelastizität der Nachfrage (η_i) kann als das Verhältnis vom marginalem (ϕ_i) zu durchschnittlichem (w_i) Ausgabenanteil ausgedrückt werden [THEIL, CLEMENTS, 1987]:

$$(2.9) \quad \eta_i = \frac{\phi_i}{w_i} .$$

Dabei erhält man die marginalen Ausgabenanteile über die erste Ableitung der mit den Gesamtausgaben (x) multiplizierten Gleichung (2.7) als

$$(2.10) \quad \phi_i = \frac{\partial(p_i q_i)}{\partial x} = \alpha_i + \beta_i (1 + \log x) .$$

Somit folgt unter Berücksichtigung von Gleichungen (2.7) und (2.9) für die Ausgabenelastizität

$$(2.11) \quad \eta_i = 1 + \frac{\beta_i}{w_i} .$$

Aus diesen Ableitungen wird ersichtlich, daß die Preis- und die Ausgabenelastizitäten im AIDS nicht konstant sind, sondern mit den Gesamtausgaben variieren. Bei konstanten relativen Preisen nimmt z. B. der Ausgabenanteil für ein (normales) superiores Gut ($\eta > 1$) mit steigenden Gesamtausgaben zu. Gleichung (2.11) besagt nun, daß die Ausgabenelastizität für ein solches Gut abnimmt und gegen 1 tendiert. Mit anderen Worten, je reicher die Konsumenten werden, desto weniger Luxusgüter gibt es. Umgekehrt nimmt im AIDS aber die Ausgabenelastizität für inferiore Güter ($\eta < 1$) nicht, wie bei anderen Schätzansätzen, mit steigenden Gesamtausgaben zu, sondern ab [vgl. Gleichung (2.11)].

Dies ist eine sehr plausible Implikation des AIDS, denn es erscheint wenig realitätsnah, daß z. B. der Ausgabenanteil für Nahrungsmittel mit steigenden Gesamtausgaben zunimmt. Tatsächlich ist auch zu beobachten, daß er, so wie mit dem AIDS vorhergesagt, abnimmt.

Schließlich folgt aus Gleichung (2.11), daß sich die Rangordnung zwischen inferioren und superioren Gütern im AIDS nicht ändern kann. Für superiore Güter tendiert der Term β_i/w_i mit steigenden Gesamtausgaben zwar gegen 0, aber er kann nicht negativ werden, weil das konstante β_i in diesem Fall positiv ist und der Ausgabenanteil w_i zunimmt. Somit kann die Ausgabenelastizität hier nicht unter 1 fallen. Bei inferioren Gütern ist (und bleibt) der Term β_i/w_i dagegen negativ, weil das konstante β_i negativ ist und die Ausgabenanteile hier zwar abnehmen, aber nicht negativ werden können. Diese Eigenschaft des AIDS folgt aus der Annahme stabiler Präferenzen. Danach können weder inferiore Güter im Zuge des wirtschaftlichen Wachstums zu superioren noch können superiore Güter zu inferioren werden.

3. Die Daten

Das grundsätzliche Problem der empirischen Analyse der Dienstleistungsnachfrage besteht darin, daß Zeitreihendaten zumeist implausible Schätzergebnisse liefern (Homogenitätsbedingung nicht erfüllt), Querschnittsdaten aber lediglich die Schätzung von Ausgaben-, nicht aber die von Preiselastizitäten erlauben. Deshalb erscheint es naheliegend, zunächst Ausgabenelastizitäten der Dienstleistungsnachfrage mit Hilfe von Querschnittsdaten zu berechnen und anschließend diese Ergebnisse bei der Schätzung von Preiselastizitäten aus Zeitreihen zu berücksichtigen - etwa als Restriktion oder einfach als Referenzgröße. Eine solche kombinierte Datenanalyse verspricht zumindest bessere Ergebnisse, als eine alleinige Berücksichtigung von Zeitreihendaten; sie bietet zudem den Vorteil, vielleicht einige der sozio-demographi-

schen Faktoren aufdecken zu können, die für die unterschiedlichen Zeitreihen- und Querschnittsergebnisse verantwortlich sein könnten. Für die Bundesrepublik Deutschland existiert allerdings kein konsistenter Datensatz, mit dem sich vergleichbare Zeitreihen- und Querschnittsergebnisse für die aggregierte Dienstleistungsnachfrage generieren ließen. Näherungsweise kann ein solcher Datensatz aber konstruiert werden.

Dazu dienten im wesentlichen vier statistische Quellen. Querschnittsdaten für die Ausgaben der privaten Haushalte stammen aus der Einkommens- und Verbraucherstichprobe (EVS) des Jahres 1983 [STATISTISCHES BUNDESAMT (a)]. Dort findet man detaillierte Angaben für eine Vielzahl von Haushaltstypen, die sich hinsichtlich ihres Einkommens und verschiedener sozio-demographischer Merkmale, wie etwa der Familienstruktur oder der sozialen Stellung des Haushaltsvorstands, unterscheiden. Zeitreihendaten für die volkswirtschaftlichen Ausgaben für verschiedene Dienstleistungen für den Zeitraum 1960 - 1986 stammen aus DÖHRN [1987; 1988]. Längsschnittdaten für die Dienstleistungsausgaben von drei spezifischen Haushaltstypen¹ sowie detaillierte Angaben für die Preisindizes dieser Dienstleistungen für den Zeitraum 1964 - 1985 stammen aus Veröffentlichungen des STATISTISCHEN BUNDESAMTES [b, c].²

Diesen Statistiken fehlt der Ausweis eines einheitlichen Aggregats "Dienstleistungen". Deshalb mußte vor Beginn der empirischen Analyse ein Klassifikationsschema entworfen wer-

¹ Dabei handelt es sich um 2-Personen-Haushalte von Renten- und Sozialhilfeempfängern mit geringem Einkommen (Typ 1), um 4-Personen-Haushalte von Arbeitern und Angestellten mit mittlerem Einkommen der alleinverdienenden Bezugsperson (Typ 2) und um 4-Personen-Haushalte von Beamten und Angestellten mit höherem Einkommen (Typ 3).

² Anhang I enthält detaillierte Angaben zu den statistischen Quellen. Anhang II enthält die Querschnittsdaten. Anhang III enthält die Zeitreihendaten.

den, mit dem einzelne Ausgabenarten des Privaten Verbrauchs zunächst identifiziert und anschließend zum Aggregat "Dienstleistungen" zusammengefaßt werden können. Alle nicht als Dienstleistung erfaßten Ausgabenarten gehören nach dieser Abgrenzung dann zu den Konsumausgaben für "Güter". Somit werden hier zunächst, d.h. bei der Querschnittsanalyse, nur zwei Ausgabenarten unterschieden. Bei der Zeitreihenanalyse wird eine 3-Güter-Welt mit Dienstleistungen, Nahrungsmitteln und Industriegütern analysiert. Die Dienstleistungsabgrenzung bleibt unverändert; "Nahrungsmittel" beinhalten Ausgaben für Nahrungsmittel, Getränke und Tabakwaren ohne den Verzehr von Speisen und Getränken in Kantinen und Gaststätten u.ä. [STASTISCHES BUNDESAMT (a), (b), (c)]; alle anderen Ausgabenarten firmieren als "Industriegüter".

Die Grundlage für die gewählte Einteilung von Gütern und Dienstleistungen bildet das Klassifikationsschema des International Comparison Project (ICP) der Vereinten Nationen, das als internationaler Standard gelten kann. Dieses Schema läßt sich ohne größere systematische Probleme auf die statistischen Quellen für die Bundesrepublik Deutschland anwenden. Eine solche Vorgehensweise ist sicherlich nicht unproblematisch, denn über die Einordnung einzelner Verbrauchsausgaben als Dienstleistung mag man streiten. Sie bietet aber den Vorteil, daß die Ergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland mit den Ergebnissen anderer, hier relevanter Studien besser vergleichbar sind. Die Bezugnahme auf einen internationalen Standard erhöht zudem die Transparenz der empirischen Analysen, weil die Konstruktion der Datengrundlage so auch von Dritten leicht nachvollzogen werden kann.

Die hier im einzelnen gewählte Übertragung des ICP-Codes [KRAVIS, HESTON, SUMMERS, 1982, S. 60 - 69]¹ auf die bundes-

¹ Die Übersichtstabelle in KRAVIS, HESTON, SUMMERS [1982, S. 69] enthält offensichtlich mehrere Druckfehler, die aber durch einen Vergleich mit den auf den vorhergehenden Seiten aufgeführten detaillierten Einzelpositionen entdeckt und berichtigt werden können.

deutschen statistischen Quellen ist in Tabelle 3.1 zusammengefaßt dargestellt. Sie erfolgte in zwei Schritten. Zunächst wurde jeder anhand des ICP-Codes ermittelten Dienstleistung eine (oder mehrere) Positionen der Ausgaben der privaten Haushalte für den Privaten Verbrauch zugeordnet, wie sie in der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe des STATISTISCHEN BUNDESAMTS [(a), S. 9 - 24] aufgeführt sind. Wesentliche Abweichungen vom ICP-Code bestehen in der Zuordnung nur bei wenigen, quantitativ zumeist unbedeutenden Ausgabenarten:

- Nach dem ICP-Code wird nur Elektrizität (3.210), nicht aber wie hier auch Gas, als Dienstleistung betrachtet. Diese Größen werden in der EVS 1983 nicht getrennt ausgewiesen.
- Dienstleistungen für die Haushaltsführung enthalten nach der Abgrenzung der EVS im Gegensatz zum ICP-Konzept (4.520) keine Aufwendungen für Dienstleistungen von Gärtnern, die hier somit den "Gütern" bzw. den "Industriegütern" zugeordnet werden (enthalten in der - nicht aufgeführten - Ausgabenart "Aufwendungen für Garten, Nutztierhaltung").
- Die Ausgabenarten Fremde Reparaturen an Zweirädern sowie Sonstige Ferienausgaben, die beide nach dem ICP-Code als Dienstleistungen zu betrachten sind, wurden aufgrund ihrer durchweg schwachen Besetzung in der EVS 1983 hier nicht als Komponente des Aggregats "Dienstleistungen" berücksichtigt und somit implizit den Ausgaben für "Güter" ("Industriegüter") zugerechnet.

Die Ausgabenart Fremde Reparaturen für Bildung und Unterhaltung wird nach dem ICP-Konzept zum größten Teil nicht, wie es naheliegend erscheint, als Dienstleistung betrachtet. Diese Ausgabenart ist deshalb auch hier in den Ausgaben für "Güter" ("Industriegüter") enthalten; aufgrund ihrer äußerst geringen quantitativen Bedeutung läßt diese Zuordnung keine größeren Verschiebungen im Hinblick auf die beiden Aggregate

Tabelle 3.1 - Ein Klassifikationsschema für Dienstleistungen

ICP-Code	Bezeichnung der Ausgabenart in ..			
	Statistisches Bundesamt [a]	Statistisches Bundesamt [b]	Döhm [1987]	Statistisches Bundesamt [c]
2.160 - Reparaturen, Änderungen		- Anfertigung von Leibwäsche etc.	- Rep. Kleid	- Fremde Änderungen und Reparaturen an Schuhen
2.220		- Anfertigung von Schuhen etc.	- Rep. Sch.	
3.110 - Wohnungsmieten u. ä.		- Wohnungsmieten u. ä.	- Mieten	- Wohnungsmieten
3.120 - Aufwendungen f. d. Wohnungsinstandsetzung		- Fremde Reparaturen an der Wohnung	- Maler	- Schönheitsreparaturen an Miet- und Eigentumswohnungen
3.210 - Elektrizität, Gas		- Elektrizität - Gas	- Elektr - Gas	- Elektrizität - Gas
4.520 - Dienstleistungen f. d. Haushaltsführung		- Dienstleistungen f. d. Haushaltsführung	- Dien. Haus	- Dienstleistungen f. d. Haushaltsführung
5.300 - Dienstleistungen f. d. Gesundheitspflege		- Dienstleistungen f. d. Gesundheitspflege	- Dien. Ges	- Dienstleistungen der Krankenkassen
5.400				
6.220 - Fremde Reparaturen an Kraftwagen		- Fremde Reparaturen und Änderungen	- Rep. Kfz	- Fremde Reparaturen an Kraftwagen
6.240 - Garagenmieten		- Garagenmiete	- Dien. Kfz	- Andere Dienstleistungen für Kraftfahrzeuge und Fahrräder
	- Dienstleistungen für Kfz und Fahrräder	- Sonstige Dienstleistungen für eigene Kraftfahrzeuge und Fahrräder		
6.310 - Fremde Verkehrsleistungen für Reisen		- Fremde Verkehrsleistungen	- Verkehr	- Fremde Verkehrsleistungen
6.320	- Fremde Verkehrsleistungen (ohne solche für Reisen)			
6.400 - Nachrichtenübermittlung		- Nachrichtenübermittlung	- Nachricht	- Nachrichtenübermittlung

Fortsetzung Tabelle 3.1

ICP-Code	Bezeichnung der Ausgabenart in ..			
	Statistisches Bundesamt [a]	Statistisches Bundesamt [b]	Döhm [1987]	Statistisches Bundesamt [c]
7.210 - Kultur, Sport u. ä. 7.220 Veranstaltungen	- Kosten für Theater, Kino, Sportveranst. etc. - Rundfunk- und Fernsehgebühren	- Kunst - Gebühren	- Dienstleistungen f. Bildung und Unterhaltung	
7.400 - Sonstige Bildungskosten	- Schulgeld u. ä. Bildungskosten	- Unterricht	- Unterricht und Kindergartenbesuch	
8.100 - Dienstleistungen f. d. Körperpflege	- Dienstleistungen f. d. Körperpflege	- Dien. Koe	- Dienstleistungen f. d. Körperpflege	
8.300 - Mahlzeiten außer Haus	- Verzehr in Gaststätten und Kantinen	- Speisen - Getränke	- Verzehr von Speisen und Getränken in Kantinen, Gaststätten, u. ä.	
8.320 - Dienstleistungen des Beherbergungsgewerbes	- Dienstleistungen des Beherbergungsgewerbes		- Übernachtung	
8.400 - Sonstige Dienstleistungen, Reparaturen	- Fremde Reparaturen u. Änderungen für persönliche Ausstattung - Dienstleistungen der Banken und Versicherungen	- Bankgeb. - Son. Die - Versicher	- Dienstleistungen der Kreditinstitute - Dienstleistungen und fremde Reparaturen sonstiger Art - Versicherungsbeiträge	
8.900 - Pauschalreisen	- Pauschalreisen	- Reisen	- Pauschalreisen	
Summe	Querschnittsausgaben für Dienstleistungen (verschiedene sozio-ökonomische Haushaltstypen)	Längsschnittsausgaben für Dienstleistungen (drei sozio-ökonomische Haushaltstypen)	gesamtwirtschaftliche Ausgaben für Dienstleistungen	Preisindex für Dienstleistungen (1980 = 100)

"Dienstleistungen" und "Güter" erwarten.

Die Verbrauchsausgaben (und die Preisindizes), die in den anderen der hier benutzten Statistiken [STATISTISCHES BUNDESAMT (b), (c); DÖHRN (1987, 1988)] aufgeführt sind, wurden in einem zweiten Schritt dieser Dienstleistungsabgrenzung zugeordnet. Als Richtschnur für die Identifikation dienten dabei die in der EVS 1983 [STATISTISCHES BUNDESAMT (a), S. 9-24] aufgelisteten detaillierten Bezeichnungen. In unklaren Fällen gab wiederum der ICP-Code den Ausschlag, ob eine bestimmte Ausgabenart als Dienstleistung klassifiziert wurde oder nicht.

Die Gesamtausgaben für das Aggregat "Dienstleistungen" erhält man jeweils aus der Addition der in den verschiedenen Spalten von Tabelle 1 aufgeführten Einzelpositionen.¹ Auch wenn nicht alle Einzelpositionen übereinstimmen und sich die Bezeichnungen für recht ähnliche Ausgabenarten zum Teil unterscheiden, so dürften diese Zuordnungsprobleme insgesamt betrachtet keine nennenswerten quantitativen Auswirkungen haben. Somit erhält man einen Datensatz, in dem die Querschnittsangaben für "Dienstleistungen" direkt mit den Längsschnittangaben vergleichbar sind, weil sie anhand desselben Aggregationsschemas berechnet wurden. Damit ist eine wesentliche Voraussetzung für die Analyse der hier interessierenden Fragen erfüllt.

4. Querschnittsergebnisse

4.1 Analysekonzept

Im Mittelpunkt der folgenden empirischen Analyse steht der Haushalt als wirtschaftliche Entscheidungseinheit. Ausgaben

¹ Der Preisindex für Dienstleistungen auf Basis von 1980 = 100 [STATISTISCHES BUNDESAMT (c)] wurde unter Verwendung des Gewichtungsschemas von 1983 ermittelt. Vgl. dazu Anhang I.

für den privaten Verbrauch, und hier insbesondere die Ausgaben für Dienstleistungen, sollten auf der Ebene von Haushalten untersucht werden, weil der Haushalt zugleich als Produzent einer Vielzahl von Dienstleistungen in Erscheinung tritt. Eine Analyse des individuellen Konsumentenverhaltens würde dagegen immer dann zu verzerrten Ergebnissen führen, wenn Mitglieder von Mehrpersonenhaushalten aufgrund der hier stattfindenden Eigenproduktion von Dienstleistungen bei gleichen Gesamtausgaben für den Privaten Verbrauch weniger Dienstleistungen über den Markt nachfragen als etwa Einpersonenhaushalte.

Neben den Gesamtausgaben für den privaten Verbrauch können somit auch sozio-demographische Variablen den relativen Dienstleistungskonsum beeinflussen. Wenn sich verschiedene Haushaltstypen - also etwa alleinlebende Rentner, kinderreiche Familien oder sogenannte DINKS¹ - in ihrem Ausgabeverhalten signifikant voneinander unterscheiden, dann sind gesamtwirtschaftliche Änderungen der Dienstleistungsausgaben mit Vorsicht zu interpretieren: möglicherweise reflektieren sie ja allein Veränderungen der demographischen Struktur, nicht jedoch eine bestimmte Präferenz für die Dienstleistungen.

Um dieser Hypothese nachzugehen, wurde hier zunächst die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe des Jahres 1983 [STATISTISCHES BUNDESAMT (a)] ausgewertet. Sie enthält als durchgehendes Gliederungsmerkmal Haushaltsausgaben für den privaten Verbrauch nach sechzehn Einkommensklassen. Dieses Gliederungsschema wird auf eine Vielzahl von Haushaltstypen angewendet, die sich nach sozio-demographischen Kriterien wie etwa der Personenzahl, der Familienstruktur sowie dem Alter oder der Art der Erwerbstätigkeit des Haushaltsvorstands unterscheiden, so daß insgesamt sehr detaillierte statistische Angaben zur Verfügung stehen.

¹ Double income no kids (Doppelverdiener ohne Kinder).

Aus dieser Informationsfülle wurden hier vier Datensätze konstruiert, mit denen die Abhängigkeit der Dienstleistungsausgaben der privaten Haushalte von der Höhe der Gesamtausgaben für den Privaten Verbrauch untersucht werden kann. Die Datensätze unterscheiden sich dadurch, daß die jeweils enthaltenen Haushaltstypen anhand unterschiedlicher sozio-demographischer Kriterien identifiziert werden können. So ist bei dem ersten Datensatz die Anzahl der Personen pro Haushalt bekannt, beim zweiten die Familienstruktur und beim dritten darüber hinaus die soziale Stellung des Haushaltsvorstandes; beim vierten Datensatz ist das Alter des Haushaltsvorstands bekannt.¹ Somit erhält man die Möglichkeit, den Einfluß der sozio-demographischen Variablen auf das Nachfrageverhalten der privaten Haushalte zumindest näherungsweise nachzuzeichnen.

Vor Beginn der eigentlichen Analysen sei auf ein ökonometrisches Problem hingewiesen, daß bei Querschnittsanalysen häufig auftritt, nämlich heteroskedastische Störterme. Wenn die Residuen der Schätzgleichung keine gemeinsame Varianz aufweisen (Heteroskedastizität), dann liefert das OLS-Schätzverfahren lediglich unverzerrte, aber nicht mehr effiziente Parameter. Die statistische Signifikanz der Parameter wird in einem solchen Fall also überschätzt.

Heteroskedastische Störterme könnte man bei den hier durchgeführten Schätzungen aus zwei Gründen vermuten. Zum einen erscheint es zunächst plausibel, daß die Varianz der Dienstleistungsausgaben mit steigenden Gesamtausgaben der Haushalte zunimmt.²

¹ Vgl. die Datensätze II.1 - II.4 im Anhang II.

² Vgl. dazu die grundlegende Analyse von Familienausgaben durch PRAIS, HOUTHAKKER [1971], die häufig einen positiven Zusammenhang zwischen den Haushaltseinkommen und den Residuen der Schätzgleichung fanden.

Allerdings ist zu beachten, daß die spezifische Form des hier gewählten Schätzansatzes das Problem der Heteroskedastizität zumindest verringern dürfte, denn bei der Logarithmierung der unabhängigen Variablen "Gesamtausgaben" handelt es sich um eine nicht-lineare Transformation. Beobachtungen mit hohen Gesamtausgaben werden dabei stärker reduziert als Beobachtungen mit niedrigen Gesamtausgaben, so daß der möglicherweise bestehende Zusammenhang zwischen der Varianz der abhängigen Variablen und dem Niveau der unabhängigen Variablen abgeschwächt wird. Die Logarithmierung gilt deshalb generell als ein probates Mittel, mit dem man durch heteroskedastische Störterme verursachte Schätzprobleme umgehen kann [MADDALA, 1977].

Zum anderen ist zu bedenken, daß die Schätzergebnisse auf Durchschnittswerten für gruppierte Daten beruhen. Wenn nun nicht alle Gruppendurchschnitte auf derselben Anzahl von Beobachtungen basieren, dann hängt die Varianz des Störterms direkt mit der Anzahl der Beobachtungen für die einzelnen Gruppendurchschnitte zusammen.

Um effiziente Parameter zu erhalten, wird deshalb bei gruppierten Daten häufig die WLS-Methode (weighted least squares) benutzt, die immer dann angewendet werden kann, wenn die vorliegenden Daten anhand der exogenen Variablen gruppiert sind. Dabei kann man wie folgt vorgehen [MADDALA, 1977].

Die Regressionsgleichung für die gruppierten Daten lautet z.B.:

$$(4.1) \quad \bar{Y} = a + b\bar{X} + \bar{u}$$

wobei die Balken andeuten sollen, daß es sich bei den zugrundeliegenden Daten um Durchschnittswerte handelt. Die Varianz des Störterms \bar{u} ist in diesem Fall bis auf eine mul-

tiplikative Konstante bekannt:

$$\text{var}(\bar{u}) = \sigma^2/n, \text{ falls } \text{var}(u) = \sigma^2,$$

mit n als jeweiliger Anzahl der Beobachtungen in den Gruppen.

Die WLS-Methode besteht nun darin, statt Gleichung (4.1) die gewichtete Gleichung

$$(4.2) \sqrt{n}\bar{Y} = a\sqrt{n} + b\sqrt{n}\bar{X}$$

mit der OLS-Methode zu schätzen.¹ Diese Gleichung weist homoskedastische Störterme auf [MADDALA, 1977], enthält aber aufgrund der theoretischen Ableitung keine Regressionskonstante.

Lediglich um die herkömmliche Interpretation des R^2 und der Standardfehler weiterhin zu gewährleisten, sollte man eine Regressionskonstante (c) in die Schätzgleichung einführen, ohne daß ihr dabei eine operationale Bedeutung zukäme [RAO, MILLER, 1971].

Weil die Ursache für die vermuteten heteroskedastischen Störterme nicht eindeutig bestimmt werden kann und um die Robustheit der empirischen Ergebnisse in bezug auf alternative Schätzansätze zu überprüfen, werden hier grundsätzlich beide Verfahren, die OLS- und die WLS-Methode, durchgeführt.

¹ Bei Schätzgleichungen mit mehreren exogenen Variablen kann man die WLS-Methode nicht ohne weiteres übertragen, weil lediglich die unterschiedlichen Varianzen berücksichtigt werden, nicht aber die bei mehreren exogenen Variablen vorhandenen Kovarianzen. Allerdings hat sich herausgestellt, daß die WLS-Methode auch in solchen Fällen noch recht gute Ergebnisse liefert, obwohl sie die Kovarianzen ignoriert [MADDALA, 1977]. Deshalb wird sie im folgenden auch für Schätzansätze mit mehreren exogenen Variablen in der beschriebenen Form durchgeführt.

Zusätzlich wird dann jeweils anhand des Breusch-Pagan-Tests¹ [BREUSCH, PAGAN, 1979] geprüft, ob die Annahme homoskedastischer Störterme aufrechterhalten werden kann. Mit diesem Test läßt sich im Gegensatz zu anderen Verfahren auch die simultane Verursachung von Heteroskedastizität durch mehrere unabhängige Variablen überprüfen, so daß er insbesondere für Dummy-Analysen geeignet erscheint, die im folgenden einen breiten Raum einnehmen.

Wenn der Breusch-Pagan-Testwert unter dem kritischen Wert der Chi²-Tabelle liegt, kann die Null-Hypothese der Homoskedastizität nicht verworfen werden.² Zu berücksichtigen ist dabei, daß der Breusch-Pagan-Test für endliche Stichproben die Null-Hypothese weniger häufig ablehnt, als es nach dem gewählten Typ I-Fehler zu erwarten wäre, d. h. die Null-Hypothese der Homoskedastizität wird bei dem allgemein üblichen Signifikanzniveau von 5 vH bei wiederholten Stichproben in mehr als 95 vH der Fälle nicht verworfen [JUDGE et al., 1982]. Deshalb ist bei diesem Test ein Signifikanzniveau von 10 vH vorzuziehen, um einen schärferen Test auf Heteroskedastizität - und das ist hier die Ablehnung der Null-Hypothese - durchführen zu können. Die Beurteilung der Frage, ob Heteroskedastizität vorliegt oder nicht, hängt somit nicht zuletzt vom gewählten Signifikanzniveau ab.

4.2 Gesamtausgaben und Pro-Kopf-Ausgaben der Haushalte

Die Analyse beginnt, sozusagen als Referenzsystem, mit dem denkbar einfachsten Schätzansatz zur Bestimmung der Ausgabenelastizität der Dienstleistungsnachfrage. Die erwähnte Verschiedenartigkeit der Haushaltstypen soll zunächst außer Betracht bleiben, um später Schritt für Schritt zu versuchen, den Einfluß mehrerer sozio-demographischer Variablen auf die Dienstleistungsnachfrage zu identifizieren.

¹ Vgl. für eine Textbuch-Darstellung des Breusch-Pagan-Tests JUDGE et al. [1982] und JOHNSTON [1984].

² Vgl. zur Berechnung des Prüfmaßes auch ZIETZ [1988].

Bei dieser Vorgehensweise nimmt man somit zunächst an, daß die relativen Dienstleistungsausgaben der Haushalte (w_s) - der Anteil der Dienstleistungsausgaben an den gesamten Ausgaben für den privaten Verbrauch - im Durchschnitt allein von der Höhe der Gesamtausgaben (x) abhängen.

Der Schätzansatz zur Bestimmung dieser Ausgabenelastizität lautet [vgl. Gleichung (2.7)]:

$$(4.3.1) \quad w_s = \alpha + \beta_s \log(x) \quad \text{für die OLS-Methode und}$$

$$(4.3.2) \quad \sqrt{n} w_s = c + \alpha \sqrt{n} + \beta_s \sqrt{n} \log(x) \quad \text{für die WLS-Methode.}$$

Die Ausgabenelastizität der Dienstleistungsnachfrage (η_s) läßt sich dann nach Gleichung (2.11) berechnen als

$$(4.4) \quad \eta_s = 1 + \frac{\beta_s}{\bar{w}_s}$$

wobei die Ausgabenelastizität hier jeweils für den durchschnittlichen Ausgabenanteil für Dienstleistungen (\bar{w}_s) berechnet wurde.

Danach erhält man eine Ausgabenelastizität, die deutlich unter 1 liegt, und zwar für jeden Datensatz und für beide Schätzmethoden in etwa im gleichen Bereich (Tabelle 4.1).

Dieses Ergebnis besagt, daß die Ausgaben der Haushalte für Dienstleistungen mit steigenden Gesamtausgaben nur unterdurchschnittlich zunehmen - ein Befund, der im Widerspruch zu den Ergebnissen nahezu aller bisher veröffentlichten empirischen Studien steht.¹

Deshalb soll im folgenden überprüft werden, wie sich die geschätzte Ausgabenelastizität verändert, wenn die genannten

¹ Anhand der EVS des Jahres 1973 wurde z. B. eine durchschnittliche Ausgabenelastizität für alle Haushalte in der Nähe von 1 (0,98) ermittelt [FELS, SCHMIDT, 1981].

Tabelle 4.1 - Ausgabenelastizitäten für Dienstleistungen nach Gesamtausgaben der Haushalte, verschiedene Datensätze

Haushalte mit unterschiedlicher ...	β	t-Wert	Ausgabenelastizität	\bar{R}^2	n	Breusch-Pagan-Testwert
1. Personenzahl						
OLS	-0,124*	-4,55	0,710	0,32*	43	1,16*
WLS	-0,168*	-7,63	0,607	0,96*	43	1,94*
2. Familienstruktur						
OLS	-0,196*	-7,26	0,553	0,49*	54	0,92*
WLS	-0,180*	-8,48	0,588	0,96*	54	5,37
3. Familienstruktur und nach sozialer Stellung des Haushaltsvorstands						
OLS	-0,137*	-5,15	0,686	0,20*	106	1,13*
WLS	-0,157*	-7,36	0,640	0,96*	106	8,63
4. Altersgruppe des Haushaltsvorstands						
OLS	-0,102*	-4,05	0,766	0,20*	63	1,65*
WLS	-0,138*	-5,42	0,684	0,95*	63	9,67

* Statistisch signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH bzw. homoskedastische Residuen bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH.

Quelle: Datensätze II.1 - II.4, vgl. Anhang II; eigene Berechnungen.

sozio-demographischen Variablen nach und nach mit in die Analyse einbezogen werden.

In einem ersten Schritt wird dabei die Personenzahl pro Haushalt berücksichtigt. Statt der Gesamtausgaben werden deshalb bei diesem Schätzansatz die Pro-Kopf-Ausgaben der Haushalte (x/h) als erklärende Variable benutzt:

(4.5.1) $w_s = \alpha + \beta_s \log(x/h)$ für die OLS-Methode und

(4.5.2) $\sqrt{nw_s} = c + \alpha\sqrt{n} + \beta_s\sqrt{n}\log(x/h)$ für die WLS-Methode.

Diesem Schätzansatz liegt somit die Annahme zugrunde, daß der relative Dienstleistungskonsum allein von den Pro-Kopf-Ausgaben der Haushalte abhängt. Danach müßten gleich hohe Pro-Kopf-Ausgaben zu gleich hohen Dienstleistungsausgaben führen, unabhängig davon, ob es sich z. B. um die Pro-Kopf-Ausgaben eines Einpersonen- oder eines Mehrpersonenhaushalts handelt.

Mit diesem Schätzansatz erhält man eine Ausgabenelastizität, die deutlich über 1 liegt, und zwar wiederum für alle drei Datensätze¹ und beide Schätzmethoden (Tabelle 4.2). Dieser Befund stimmt weitgehend mit einer Analyse der EVS des Jahres 1969 überein [DICKE, HEITGER, 1977], wo ebenfalls die Pro-Kopf-Ausgaben der Haushalte als erklärende Variable benutzt wurden.

Insgesamt betrachtet nehmen also die relativen Dienstleistungsausgaben im Durchschnitt aller Haushalte mit steigenden Pro-Kopf-Ausgaben zu und mit steigenden Gesamtausgaben ab. Dieses Resultat nährt die Vermutung, daß es sich hier um systematisch verzerrte Ergebnisse handeln könnte. Dafür spricht auch, daß die Ergebnisse für unterschiedliche Datensätze sehr ähnlich ausfallen. Bemerkenswert ist in diesem Zusammenhang auch, daß insbesondere die WLS-Schätzungen für die Pro-Kopf-Variante (vgl. Tabelle 4.2) heteroskedastische Störterme aufweisen, so daß die Koeffizienten dieser Schätzungen als ineffizient gelten müssen. Dieses könnte ein erster Hinweis darauf sein, daß es neben den Pro-Kopf Aus-

¹ Im vierten Datensatz kann lediglich das Alter des Haushaltsvorstands, nicht aber die Anzahl der Personen pro Haushalt identifiziert werden, so daß hier der Ausweis von Pro-Kopf-Ausgaben nicht möglich ist.

Tabelle 4.2 - Ausgabenelastizitäten für Dienstleistungen nach Pro-Kopf-Ausgaben der Haushalte, verschiedene Datensätze

Haushalte mit unterschiedlicher ...	β	t-Wert	Ausgabenelastizität	\bar{R}^2	n	Breusch-Pagan-Testwert
1. Personenzahl						
OLS	0,104*	3,10	1,243	0,17*	43	1,27*
WLS	0,086	1,81	1,201	0,90*	43	10,95
2. Familienstruktur						
OLS	0,125*	4,58	1,286	0,27*	54	0,94*
WLS	0,126*	3,23	1,288	0,92*	54	17,75
3. Familienstruktur und nach sozialer Stellung des Haushaltsvorstands						
OLS	0,152*	6,74	1,346	0,30*	106	2,89
WLS	0,122*	4,00	1,279	0,95*	106	82,40

* Statistisch signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH bzw. homoskedastische Residuen bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH.

Quelle: Datensätze II.1 - II.4, vgl. Anhang II; eigene Berechnungen.

gaben noch andere Variablen gibt, die einen systematischen Einfluß auf die Varianz der Dienstleistungsausgaben haben.

Tabelle 4.3 verdeutlicht die Ursache für die Robustheit der gegensätzlichen Ergebnisse der ersten beiden Schätzungen der Ausgabenelastizität.

Je mehr Personen in einem Haushalt leben, desto höher sind die durchschnittlichen Gesamtausgaben und desto niedriger sind die durchschnittlichen Pro-Kopf-Ausgaben für den privaten Verbrauch; gleichzeitig nimmt der Anteil der Dienstlei-

stungsausgaben an den gesamten Ausgaben für den privaten Verbrauch mit steigender Personenzahl je Haushalt ab.

Mit anderen Worten, Haushalte mit vielen Personen weisen ein hohes Ausgabenniveau, einen niedrigen Dienstleistungsanteil und niedrige Pro-Kopf-Ausgaben auf, während die Haushalte mit wenigen Personen durch einen hohen Dienstleistungsanteil und hohe Pro-Kopf-Ausgaben gekennzeichnet sind.

Damit wird bereits an dieser Stelle deutlich, daß neben den Haushaltsausgaben auch die Haushaltsgröße ein wesentlicher Bestimmungsfaktor der gemessenen Ausgabenelastizität ist. Allein die Abnahme der durchschnittlichen Haushaltsgröße könnte danach bereits bewirken, daß die relativen Dienstleistungsausgaben im gesamtwirtschaftlichen Aggregat zunehmen, ohne daß sich dafür die Haushaltsausgaben insgesamt erhöhen müßten. Deshalb kann man von einer gesamtwirtschaftlichen relativen Zunahme der Dienstleistungsausgaben noch nicht auf eine ausgabenselastische Dienstleistungsnachfrage schließen, wenn sich die demographische Struktur der Haushalte im Beobachtungszeitraum geändert hat.

Die relativ niedrige Ausgabenelastizität der ersten Schätzung beruht also vermutlich zu einem großen Teil darauf, daß die Anzahl der Personen je Haushalt mit der Höhe der Gesamtausgaben tendenziell zunimmt und mit der Höhe des Dienstleistungsanteils an privatem Verbrauch abnimmt. Letztlich kann man das Ergebnis dieses Schätzansatzes dann lediglich so interpretieren, daß Haushalte, in denen viele Personen leben, mit steigenden Gesamtausgaben relativ weniger zusätzliche Dienstleistungen nachfragen als Haushalte, in denen nur wenige Personen leben. Quantitative Aussagen über Ausgabenelastizitäten sind demnach erst dann möglich, wenn Unterschiede in Haushaltsgröße und -typ in die Analyse einbezogen werden.

Dies ist bei dem zweiten Schätzansatz, wo die unterschied-

Tabelle 4.3 - Gesamtausgaben (a), Pro-Kopf-Ausgaben (a) und Dienstleistungsanteile (b) nach Haushaltsgröße, verschiedene Datensätze (c)

Haushaltsgröße	Gesamtausgaben (DM) (d)			Pro-Kopf-Ausgaben (DM) (d)			Dienstleistungsanteile (vH) (d)		
	1.	2.	3.	1.	2.	3.	1.	2.	3.
1 Person	1583,14	1679,96	1859,56	1583,14	1679,96	1859,56	48,89	48,29	48,59
2 Personen	2471,21	2426,78	2856,74	1235,61	950,36	1428,37	42,29	42,20	40,68
3 Personen	3199,19	3095,71	3286,78	1066,40	1031,91	1095,59	38,26	37,65	38,31
4 Personen	3444,21	3147,82	3577,50	861,05	786,96	894,38	38,38	38,03	38,60
5 Personen	—	3548,79	3858,60	—	709,76	771,72	—	37,39	38,07

(a) Ausgaben für den privaten Verbrauch.

(b) Dienstleistungsausgaben in vH der Ausgaben für den privaten Verbrauch.

(c) 1. = Haushalte mit unterschiedlicher Personenzahl,

2. = Haushalte mit unterschiedlicher Familienstruktur,

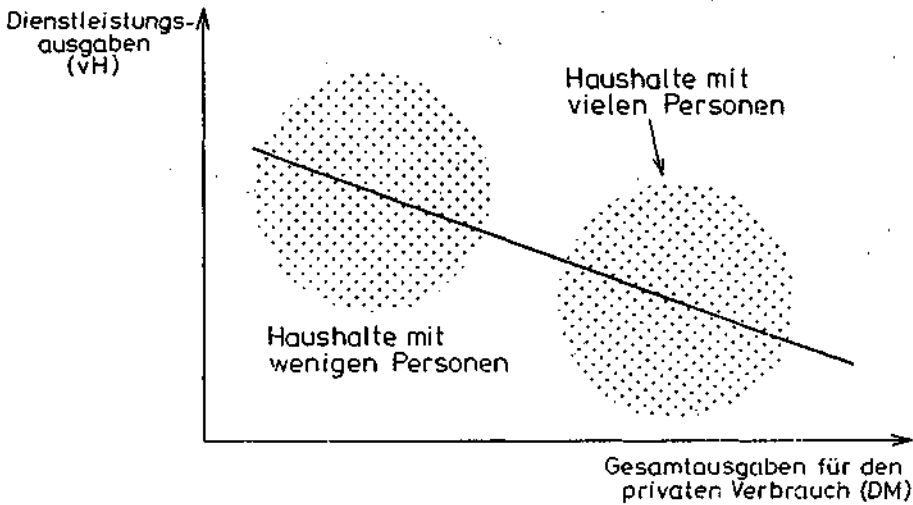
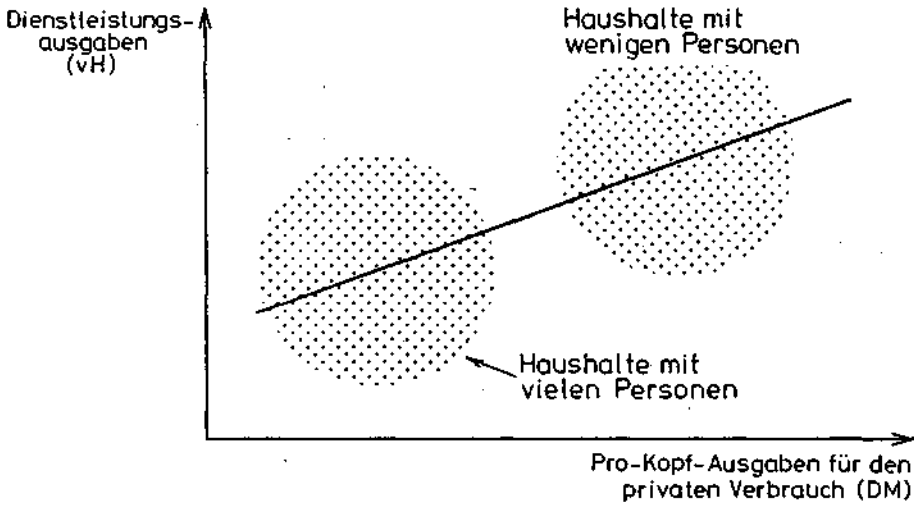
3. = Haushalte mit unterschiedlicher Familienstruktur und nach sozialer Stellung des Haushaltsvorstands.

(d) Durchschnitte für alle Einkommensklassen.

Quelle: Datensätze II.1 - II.3, vgl. Anhang II; eigene Berechnungen.

liche Haushaltsgröße über die Pro-Kopf-Ausgaben berücksichtigt wurde, aber eben nur zum Teil gelungen. Eine unverzerrte Ausgabenelastizität hätte man nämlich nur dann erhalten, wenn Haushalte mit identischen Pro-Kopf-Ausgaben unabhängig von ihrer jeweiligen Personenzahl gleich hohe Dienstleistungsausgaben tätigen würden. Wie Tabelle 4.3 verdeutlicht hat, scheint die Unabhängigkeit der Dienstleistungsausgaben von der Haushaltsgröße aber gerade nicht gegeben zu sein, denn im Durchschnitt über alle Einkommensklassen geben die Haushalte einen um so kleineren Anteil ihrer Gesamtausgaben für Dienstleistungen aus, je größer ihre Personenzahl ist,

Schaubild 4.1 - Haushaltgröße und Dienstleistungsausgaben der privaten Haushalte - Schematische Darstellung



und je größer ihre Personenzahl ist, desto niedriger sind ihre Pro-Kopf-Ausgaben.

Deshalb ist zu vermuten, daß die Ausgabenelastizität mit dem zweiten Ansatz - im direkten Gegensatz zum ersten Ansatz - systematisch überschätzt wurde, weil die positive Korrelation zwischen den Pro-Kopf-Ausgaben der Haushalte und den relativen Dienstleistungsausgaben zumindest teilweise dadurch zustandekommt, daß die Personenzahl pro Haushalt nega-

tiv mit den relativen Dienstleistungsausgaben korreliert ist. Schaubild 4.1 zeigt diese Zusammenhänge in stilisierter Form.

Es verdeutlicht, daß es offenbar nicht ausreicht, den Einfluß der Haushaltsgröße allein über die Pro-Kopf-Ausgaben zu erfassen. Deshalb soll die Haushaltsgröße im folgenden explizit in den Schätzansatz aufgenommen werden, um möglichst unverzerrte Ergebnisse für die Ausgabenelastizität zu bekommen.¹

4.3. Haushaltsgröße und Familienstruktur

Um zu ermitteln, wie und in welchem Ausmaß unterschiedliche Haushaltsgrößen die bisher geschätzten Ausgabenelastizitäten beeinflusst haben, werden Dummy-Variablen in die Schätzgleichung aufgenommen. Die Schätzgleichung lautet somit jetzt

$$(4.6.1) \quad w_s = \alpha_{ss} + \beta_{ss}(\log x) + \sum_i \alpha_{si} D_i + \sum_i \beta_{si} (DX)_i$$

für die OLS-Methode und

$$(4.6.2) \quad \sqrt{nw}_s = c + \alpha_s \sqrt{n} + \beta_s \sqrt{n}(\log x) + \sqrt{n} \left[\sum_i \alpha_{si} D_i + \sum_i \beta_{si} (DX)_i \right]$$

für die WLS-Methode.

Bei diesem Ansatz kann mit Hilfe der Dummy-Variablen ermittelt werden, ob zwischen den verschiedenen Haushaltstypen Unterschiede hinsichtlich des Ausgabenniveaus und der Ausgabenelastizität bestehen. Die Struktur der Dummy-Schätz-

¹ Vgl. HOUTHAKKER [1957] als grundlegende Studie zur Bedeutung der Haushaltsgröße als Determinante des Ausgabenverhaltens. Dort wurden economies of scale der Haushaltsgröße festgestellt; d. h. die partielle Elastizität der Nachfrage in Bezug auf die Haushaltsgröße ist generell kleiner als 1. Danach beträgt z.B. die durchschnittliche Haushaltsgrößenelastizität der Nahrungsmittelnachfrage etwa 0,3.

gleichungen sei beispielhaft für eine Anwendung auf den Datensatz II.1 (vgl. Anhang II) erläutert, bei dem die Haushalte im Hinblick auf ihre Personenzahl identifiziert werden können. In diesem Fall stehen die Niveau-Dummies D_1 , D_2 und D_3 für Haushalte mit 2, bzw. 3 oder 4 Personen, d.h. sie nehmen jeweils den Wert 1 für den entsprechenden Haushaltstyp an und sind sonst gleich 0. Die Steigungsdummies $(DX)_1$, $(DX)_2$ sowie $(DX)_3$ nehmen analog dazu einen Wert an, der dem Produkt aus dem jeweiligen Niveau-Dummy mit der Gesamtausgabenvariable ($\log x$) entspricht. Für Stichprobenbeobachtungen des Haushaltstyps mit 2 Personen nimmt D_1 also den Wert 1 an und $(DX)_1$ den Wert der Gesamtausgaben, für alle anderen Stichprobenbeobachtungen weisen beide Dummies den Wert 0 auf. Die Basisgruppe dieser Schätzgleichung ist der 1-Personenhaushalt, dessen Ausgabenelastizität über den Koeffizienten β_s so wie bisher (vgl. Gleichung 2.11) berechnet werden kann. Die Ausgabenelastizitäten für die anderen Haushaltstypen erhält man über die Summe aus dem Koeffizienten β_s und dem Koeffizienten β_{si} der jeweiligen Steigungsdummies. Ebenso wie in diesem Beispiel werden bei den anderen im folgenden benutzten Datensätzen für jeden gesondert ausgewiesenen Haushaltstyp (außer für den Basis-Haushalt) ein Niveau- und ein Steigungsdummy in die Schätzgleichung aufgenommen, um so möglicherweise bestehende Unterschiede hinsichtlich der Ausgabenelastizitäten und des Ausgabenniveaus aufzudecken.

Tabelle 4.4 enthält die Schätzergebnisse für unterschiedliche Haushaltsgrößen. Danach scheinen die Ausgabenelastizitäten für 1- und 2-Personenhaushalte unter 1 zu liegen, für 3- und 4-Personenhaushalte dagegen deutlich darüber. Allerdings kann diese Aussage nur unter Vorbehalt gemacht werden, weil insbesondere die Koeffizienten für 1- und 2-Personenhaushalte mit nur einer Ausnahme statistisch nicht gesichert sind. Hinzu kommt noch, daß die statistische Signifikanz generell überschätzt wird, wie die Breusch-Pagan Testwerte anzeigen.

Tabelle 4.4 - Ausgabenelastizitäten für Dienstleistungen nach Haushaltsgrößen

Haushaltsgröße	β (a)		t-Wert		durchschnittlicher Ausgabenanteil (vH)	Ausgabenelastizität	
	OLS	WLS	OLS	WLS		OLS	WLS
1 Person	-0,039	-0,077*	-1,88	-3,98	48,89	0,920	0,843
2 Personen	0,016	0,049	0,58	1,73	42,29	0,946	0,934
3 Personen	0,124*	0,198*	3,38	4,60	38,26	1,222	1,311
4 Personen	0,116*	0,209*	2,95	4,48	38,38	1,201	1,344

Schätzgleichung	\bar{R}^2	F-Wert	n	Breusch-Pagan Testwert
OLS	0,92*	69,91	43	20,88
WLS	0,99*	970,73	43	38,58

* Statistisch signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH.

(a) Außer für 1-Personenhaushalte jeweiliger Koeffizient des Steigungsdummies.

Quelle: Datensatz II.1, vgl. Anhang II; eigene Berechnungen.

Eine Ursache für die fehlende statistische Signifikanz könnte darin liegen, daß sich hinter den verschiedenen Haushaltsgrößen ganz unterschiedliche Haushaltstypen verbergen. Dies dürfte weniger für die 3- und 4-Personenhaushalte zutreffen, bei denen es sich wohl im wesentlichen um die relativ homogene Gruppe von Ehepaaren mit einem bzw. mit zwei Kindern handelt. Dagegen sind bei den 1- und 2-Personenhaushalten große Unterschiede hinsichtlich ihrer Altersstruktur und ihrer Erwerbstätigkeit zu vermuten. Unter den 1-Personenhaushalten findet man vermutlich überwiegend Rentner- und

Studentenhaushalte, aber auch die sogenannten Single-Haushalte (mit Erwerbseinkommen); bei den 2-Personenhaushalten könnte man sich z. B. alleinerziehende Elternteile (mit einem Kind), Rentnerehepaare oder die sogenannten DINKS (double income, no kids) vorstellen. So gesehen ist die besonders schwache statistische Signifikanz gerade für diese beiden Haushaltsgrößen auch keine Überraschung.

Um insgesamt zu aussagefähigeren Ergebnissen zu kommen, soll in einer weiteren Verfeinerung der Analyse versucht werden, die Variable Haushaltsgröße über die Identifikation bestimmter Familienstrukturen zu homogenisieren. Dazu wurden die Datensätze II.2 und II.3 (vgl. Anhang II) benutzt, die es gestatten, bei den 1-Personenhaushalten die Haushaltstypen "alleinlebender Mann" und "alleinlebende Frau" sowie bei den 2-Personenhaushalten die Haushaltstypen "Ehepaare ohne Kinder" und "Elternteil mit einem Kind" gesondert auszuweisen. 3-, 4- und 5-Personenhaushalte können anhand dieser Datensätze als Ehepaare mit einem bzw. zwei oder drei Kindern identifiziert werden. Nach den in Tabellen 4.5.1 und 4.5.2 zusammengefaßten Schätzergebnissen braucht der bisherige Befund nicht revidiert zu werden:

- Für 1-Personenhaushalte ("Frau allein"; "Mann allein") erhält man nach wie vor deutlich unter 1 liegende Ausgabenelastizitäten; die statistische Signifikanz hat sich allerdings nicht wesentlich verbessert.
- Für 2-Personenhaushalte ("Ehepaare ohne Kinder"; "Elternteil, 1 Kind") erhält man Ausgabenelastizitäten, die knapp bis deutlich unter 1 liegen, wobei auch hier die statistische Signifikanz fehlt.
- Für Mehrpersonenhaushalte ("Ehepaare mit Kindern") erhält man statistisch signifikante Ausgabenelastizitäten, die deutlich über 1 liegen.

Tabelle 4.5.1 - Ausgabenelastizitäten für Dienstleistungen nach Haushaltstypen

Haushaltstyp	β (a)		t-Wert		durchschnittlicher Ausgabenanteil (vH)	Ausgabenelastizität	
	OLS	WLS	OLS	WLS		OLS	WLS
Frau allein	-0,040	-0,089*	-1,52	-3,13	49,03	0,931	0,818
Mann allein	-0,027	-0,035	-0,58	-0,56	47,38	0,872	0,738
Elternteil, 1 Kind	-0,101	-0,151	-0,72	-0,49	43,33	0,767	0,446
Ehepaar ohne Kinder	-0,011	0,071	-0,31	1,87	41,79	0,891	0,957
Ehepaar, 1 Kind	0,144*	0,248*	2,40	4,38	37,65	1,292	1,422
Ehepaar, 2 Kinder	0,115*	0,270*	2,03	4,21	38,03	1,213	1,476
Ehepaar, 3 Kinder	0,168*	0,315*	2,06	2,76	37,39	1,358	1,604

Schätzgleichung	\bar{R}^2	F-Wert	n	Breusch-Pagan Testwert
OLS	0,93*	51,62	54	57,99
WLS	0,99*	612,84	54	44,70

* Statistisch signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH.

(a) Außer für den Haushaltstyp "Frau allein" jeweiliger Koeffizient des Steigungsdummies.

Quelle: Datensatz II.2, vgl. Anhang II; eigene Berechnungen.

Tabelle 4.5.2 - Ausgabenelastizitäten für Dienstleistungen nach Haushaltstypen

Haushaltstyp	β (a)		t-Wert		durchschnittlicher Ausgabenanteil (vH)	Ausgabenelastizität	
	OLS	WLS	OLS	WLS		OLS	WLS
Frau allein	-0,060	-0,054	-1,23	-1,26	48,59	0,877	0,889
Ehepaar ohne Kinder	0,052	0,015	0,85	0,29	40,68	0,981	0,961
Ehepaar, 1 Kind	0,206*	0,211*	2,64	2,76	38,31	1,383	1,410
Ehepaar, 2 Kinder	0,191*	0,216*	2,50	2,76	38,60	1,341	1,420
Ehepaar, 3 Kinder	0,227*	0,203	2,07	1,40	38,07	1,439	1,391

Schätzgleichung	\bar{R}^2	F-Wert	n	Breusch-Pagan Testwert
OLS	0,65*	22,54	106	22,33
WLS	0,98*	604,38	106	42,67

* Statistisch signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH.

(a) Außer für den Haushaltstyp "Frau allein" jeweiliger Koeffizient des Steigungsdummies.

Quelle: Datensatz II.3, vgl. Anhang II; eigene Berechnungen.

Insgesamt betrachtet ist aber wiederum zu beachten, daß der Breusch-Pagan Testwert für alle vier Schätzgleichungen der Tabellen 4.5.1 und 4.5.2 heteroskedastische Störterme anzeigt, so daß die statistische Signifikanz der Parameter generell in Frage gestellt werden kann. Eine mögliche Ursache für die Existenz heteroskedastischer Störterme könnte nun

darin liegen, daß beispielsweise die Varianz der Dienstleistungsausgaben für Mehrpersonenhaushalte (die höhere Gesamtausgaben aufweisen) größer ist als die Varianz der Dienstleistungsausgaben für 1-Personenhaushalte. Deshalb wurde versucht, diese mögliche Quelle für Heteroskedastizität dadurch zu eliminieren, daß für jeden einzelnen Haushaltstyp des Datensatzes II.3 eine gesonderte Regression geschätzt wurde.¹

Die Ergebnisse in Tabelle 4.6 zeigen nun, daß man auf diese Weise das Ausmaß der Heteroskedastizität in den meisten Fällen reduzieren kann. Die statistische Signifikanz für die Haushaltstypen "Frau allein" und "Ehepaar ohne Kinder" verbessert sich aber nicht. Für den Haushaltstyp "Ehepaar mit Kindern" wird auch mit dieser Schätzung der Befund einer ausgabenelastischen Dienstleistungsnachfrage bestätigt.

Obwohl die teilweise fehlende statistische Signifikanz und der bisherige Stand der Analyse noch kein abschließendes Urteil zulassen, deutet doch einiges darauf hin, daß 1- und 2-Personenhaushalte eher geringe (zumindest nicht von 1 verschiedene) und Mehrpersonenhaushalte eher hohe Ausgabenelastizitäten für Dienstleistungen aufweisen. Eine denkbare Interpretation dieses Zwischenergebnisses wäre, daß die Haushalte mit den niedrigen Ausgabenelastizitäten bereits einen sehr hohen Anteil ihrer Ausgaben für den privaten Verbrauch zum Kauf von Dienstleistungen verwenden und deshalb bei Ausgabenerhöhungen relativ mehr Güter nachfragen. Umgekehrt wäre bei den Haushalten mit Kindern zu vermuten, daß aufgrund der Eigenproduktion von Dienstleistungen (z. B. Nah-

¹ Mit diesen gesonderten Regressionsschätzungen erhält man natürlich keine anderen Ausgabenelastizitäten, weil eine Schätzung mit Dummy-Variablen im Prinzip nichts anderes als die Kombination von Einzelregressionen für eine größere Stichprobe ist. Die Standardfehler und das Ausmaß der Heteroskedastizität können sich bei diesem Verfahren gegenüber der Dummy-Schätzung aber sehr wohl verändern.

Tabelle 4.6 - Ausgabenelastizitäten für Dienstleistungen nach Haushaltstypen - Einzelregressionen

Haushaltstyp	β	t-Wert	R^2	n	Breusch-Pagan Testwert
Frau allein					
OLS	-0,060	-1,19	0,03	17	0,59*
WLS	-0,049	-0,48	0,99*	17	6,78
Ehepaar ohne Kinder					
OLS	-0,008	-0,15	-0,03	30	0,32*
WLS	-0,013	-0,29	0,96*	30	2,94
Ehepaar, 1 Kind					
OLS	0,147*	3,79	0,35*	26	0,50*
WLS	0,171*	5,66	0,99*	26	2,19*
Ehepaar, 2 Kinder					
OLS	0,132*	3,06	0,30*	21	2,44*
WLS	0,170*	3,98	0,98*	21	5,38
Ehepaar, 3 Kinder					
OLS	0,167	1,59	0,12	12	2,96
WLS	0,180	1,61	0,93*	12	2,14*

* statistisch signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH bzw. homoskedastische Residuen bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH.

Quelle: Datensatz II.3, vgl. Anhang II; eigene Berechnungen.

rungsmittelzubereitung und andere Haushaltsdienste) der Anteil der Dienstleistungsausgaben an den gesamten Verbrauchsausgaben niedriger liegt und Ausgabenerhöhungen demzufolge eher für zusätzliche Dienstleistungskäufe am Markt verwendet werden als bei anderen Haushaltstypen.

Möglicherweise fragen Mehrpersonenhaushalte aber auch ganz andere Dienstleistungen über den Markt nach als 1-Personenhaushalte. Wenn etwa kinderreiche Familien mit steigenden Gesamtausgaben relativ mehr für Gesundheits- und Unterrichtsdienstleistungen, Single-Haushalte dagegen relativ mehr für Unterhaltungsdienstleistungen ausgeben, dann könnten unter Umständen auch solche Unterschiede wegen der unterschiedlichen Gewichtung dieser Nachfragekomponenten im Aggregat "Dienstleistungen" die Diskrepanz bei den Ausgabenelastizitäten erklären. Um solche Hypothesen weiterzuverfolgen, müßte man auf disaggregierte Daten für verschiedene Dienstleistungsausgaben zurückgreifen. Da solche Daten noch nicht in aufbereiteter Form vorliegen, soll hier stattdessen versucht werden, die statistische Signifikanz der Ergebnisse für die schon behandelten Haushaltstypen mit einer und mit zwei Personen zu verbessern. Zu vermuten ist nämlich, daß die bisher erfolgte Klassifikation noch nicht ausreicht, um die einzelnen Gruppen hinreichend zu homogenisieren.

Dabei ist zum relativ eindeutig identifizierten Haushaltstyp "Elternteil mit Kind" - in der Regel Mutter mit Kind - anzumerken, daß hier nur sehr wenige Beobachtungen zur Verfügung stehen und die fehlende statistische Signifikanz auch von daher bedingt sein kann. Dieser Haushaltstyp kann deshalb in der weiteren Analyse nicht mehr berücksichtigt werden. Anders sieht es bei den Single-Haushalten ("Frau allein"; "Mann allein") und bei dem Haushaltstyp "Ehepaar ohne Kinder" aus. Bei den Single-Haushalten könnte es sich z. B. um eine Mischung aus sehr jungen und sehr alten Personen sowie aus Erwerbstätigen und Nichterwerbstätigen handeln, beispielsweise um Rentner, Berufsanfänger und Studenten. Hinsichtlich ihres Konsumverhaltens dürften sich die Single-Haushalte aufgrund dieser Merkmale stark voneinander unterscheiden, sogar stärker als im Hinblick auf das unterschiedliche Geschlecht, dem bisherigen Unterscheidungsmerkmal (vgl. Tabelle 4.5.1). Ebenso ist beim Haushaltstyp "Ehepaar ohne Kinder" zu vermuten, daß es sich dabei um ein Konglome-

rat aus den sogenannten DINKS, den Ehepaaren mit nur einem Erwerbstätigen und den Rentnerhepaaren und anderen Unterstützungsempfängern, handelt. Man kann diese Unterschiede anhand der EVS nicht bis ins Detail verfolgen, aber mit Hilfe einer weiteren Aufgliederung des Datensatzes II.3 mehrere Haushaltstypen zumindest im Hinblick auf die Erwerbstätigkeit bzw. Nichterwerbstätigkeit des Haushaltsvorstands unterscheiden.

4.4 Erwerbstätigkeit des Haushaltsvorstands

Wenn sich die Konsumentscheidungen am permanenten und nicht am laufenden Einkommen ausrichten ist nicht zu erwarten, daß eine temporäre Nichterwerbstätigkeit (Arbeitslosigkeit) ein anderes Ausgabenverhalten induziert, als es auch für erwerbstätige Haushalte zu beobachten ist. Tatsächlich weisen ja die Konsumausgaben eine wesentlich stetigere Entwicklung auf als das laufende Einkommen, was wiederum als Indiz für die relativ stetige Entwicklung des permanenten Einkommens gilt.¹ Wenn die Nichterwerbstätigkeit aber von Dauer ist, wie etwa bei Rentnerhaushalten, könnte dieser Tatbestand möglicherweise erklären, weshalb sich Erwerbstätigen- und Nichterwerbstätigenhaushalte in ihrem Ausgabenverhalten unterscheiden. Nach der life-cycle Hypothese bauen die Haushalte im Laufe ihres Erwerbslebens ein Vermögen auf, das ihnen später, nach dem Erreichen des Rentenalters, zur Finanzierung ihrer Ausgaben dient und bei ihrem Tod, der Hypothese zufolge, gerade aufgebraucht ist.² Zu erwarten wäre

¹ Die Gültigkeit dieser Hypothese wird bezweifelt von CAMPBELL, DEATON [1989]. Danach gibt es empirische Evidenz dafür, daß die relativ stetige Entwicklung des Konsums nicht mit der stetigen Entwicklung des permanenten Einkommens erklärt werden kann. Vielmehr verlaufe der Konsum deshalb stetig, weil er mit einem Lag auf Veränderungen im laufenden Einkommen reagiere.

² Zur kontroversen wissenschaftlichen Diskussion über den empirischen Tatbestand, daß Haushalte Teile ihres Vermögens vererben, vgl. MODIGLIANI [1988] und KOTLIKOFF [1988].

also, daß relativ "junge" Haushalte einen größeren Anteil ihrer Ausgaben für langlebige Konsumgüter ausgeben. "Ältere" Haushalte könnten im Vergleich dazu mehr für Dienstleistungen ausgeben. Hinzu kommt noch, daß die Opportunitätskosten der Zeit für Rentnerhaushalte geringer sind als für Erwerbstätigenhaushalte und der Dienstleistungskonsum (z. B. Reisen) von daher für sie vergleichsweise billiger ist.

Leider kann man aber anhand der in der EVS veröffentlichten Daten die Haushaltsgröße und das Alter des Haushaltsvorstands nicht simultan identifizieren (vgl. Datensatz II.4 in Anhang II).¹ Ein direkter Test der life-cycle Hypothese für das Ausgabenverhalten ist deshalb mit diesem Datenmaterial nicht möglich. Hier kann nur zwischen der Erwerbstätigkeit und der Nicht-Erwerbstätigkeit des Haushaltsvorstandes unterschieden werden, so daß immerhin ausgeschlossen werden kann, daß sich unter den Haushalten mit erwerbstätigem Haushaltsvorstand auch Rentnerhaushalte befinden. Haushalte mit erwerbstätigem Haushaltsvorstand sind also von der Altersstruktur her zumindest eingegrenzt (jünger als 65 Jahre), während sich unter den Haushalten mit nicht-erwerbstätigem Haushaltsvorstand neben Rentnerhaushalten auch Arbeitslosenhaushalte befinden können.

Tabelle 4.7.1 enthält die Schätzergebnisse für die Haushalte mit nicht-erwerbstätigem Haushaltsvorstand. Die Schätzungen mit Hilfe der Dummy-Variablen weisen keine statistisch gesicherten Ausgabenelastizitäten auf, was aber in diesem Fall weitgehend auf die Multikollinearität der erklärenden Variablen zurückzuführen sein dürfte: Der multiple Korrelationskoeffizient [MADDALA, 1977] zwischen der Variable Gesamtausgaben und allen anderen exogenen Variablen beträgt bei der OLS-Schätzung 0,88 und bei der WLS-Schätzung 0,62. D.h., die

¹ Die Ergebnisse in Abschnitt 4.2 haben gezeigt, daß die Ausgabenelastizitäten systematisch unterschätzt werden, wenn die Haushaltsgröße nicht in die Analyse einbezogen wird.

Tabelle 4.7.1 - Ausgabenelastizitäten für Dienstleistungen nach Haushaltstyp "nicht-erwerbstätiger Haushaltsvorstand"

Haushaltsgröße	β (a)		t-Wert		durchschnittlicher Ausgabenanteil (vH)	Ausgabenelastizität	
	OLS	WLS	OLS	WLS		OLS	WLS
Frau allein	0,031	-0,034	1,23	-0,82	50,76	1,061	0,933
Ehepaar ohne Kinder	0,024	0,061	0,73	1,48	44,12	1,125	1,061
Ehepaar, 1 Kind	0,037	0,149	0,64	1,34	39,68	1,171	1,290

Schätzgleichung	\bar{R}^2	F-Wert	n	Breusch-Pagan Testwert
OLS	0,94*	83,69	27	10,95
WLS	0,99*	1624,55	27	10,71

* Statistisch signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH.

(a) Außer für den Haushaltstyp "Frau allein" jeweiliger Koeffizient des Steigungsdummies.

Quelle: Datensatz II.3, vgl. Anhang II; eigene Berechnungen.

exogenen Variablen weisen möglicherweise nicht genug unabhängige Varianz auf, um jeweils einen Beitrag zur statistischen Erklärung der Varianz der endogenen Variablen zu liefern. Wenn Multikollinearität vorliegt, sind die β -Koeffizienten dieser Schätzungen, ähnlich wie im Fall von heteroskedastischen Störtermen, als unverzerrt, aber ineffizient zu betrachten.

Alternativ wurde deshalb für jeden Haushaltstyp eine gesonderte Regression geschätzt, um auf diese Weise die Anzahl der exogenen Variablen und damit die Auswirkungen der Multikollinearität zu reduzieren (Tabelle 4.7.2). Der Nachteil dieses Verfahrens ist, daß der Stichprobenumfang und damit die Zahl der Freiheitsgrade zum Teil sehr klein wird. Die Ergebnisse für die Koeffizienten sind gegenüber der Dummy-Schätzung wiederum identisch. Allerdings wird auch mit diesem Ansatz das übliche statistische Signifikanzniveau von 5 vH nicht erreicht.¹ Die fehlende statistische Signifikanz kann natürlich damit zusammenhängen, daß es sich bei den Haushaltstypen mit nicht-erwerbstätigem Haushaltsvorstand nach wie vor um heterogene Gruppen handelt. Der Typ "Frau allein" repräsentiert vermutlich, gemessen an Bevölkerungsanteilen, überwiegend 1-Personen-Rentnerhaushalte; es kann aber z. B. auch eine Studentin oder eine (temporär) arbeitslose Frau in der Stichprobe enthalten sein. Bei dem Haushaltstyp "Ehepaar ohne Kinder" dürften grundsätzlich weniger Studenten vertreten sein, und bei dem Typ "Ehepaar mit Kind" wohl relativ wenig Rentner. Hier besteht aber nicht die Möglichkeit, diese Unterschiede im einzelnen zu erfassen. Eindeutige Aussagen sind also aufgrund der Ergebnisse in Tabelle 4.7.2 nicht zu treffen. Um hier ein klareres Bild zu erhalten, müßte eine Stichprobe ausgewertet werden, bei der das Alter des Haushaltsvorstands und die Familienstruktur des Haushalts simultan identifiziert werden können. Festzuhalten bleibt aber, daß es keine statistische Signifikanz für eine besonders hohe Ausgabenelastizität der Haushalte mit nicht-erwerbstätigem Haushaltsvorstand gibt.

Statisch signifikante Ergebnisse erhält man dagegen, wenn die Haushaltstypen "erwerbstätige Frau" und "Ehepaar ohne

¹ Im Gegensatz zu den Schätzungen in Tabelle 4.7.1 liegen hier aber für jede Schätzung homoskedastische Residuen vor.

Tabelle 4.7.2 - Ausgabenelastizitäten für Dienstleistungen nach Haushaltstyp "nicht-erwerbstätiger Haushaltsvorstand" - Einzelregressionen

Haushaltstyp	β	t-Wert	\bar{R}^2	n	Breusch-Pagan Testwert
Frau allein					
OLS	0,031	1,97	0,24	10	2,29*
WLS	0,023	0,00	0,99	10	2,58*
Ehepaar ohne Kinder					
OLS	0,055	1,95	0,22	11	1,24*
WLS	0,016	0,56	0,98	11	3,87*
Ehepaar, 1 Kind					
OLS	0,068	1,77	0,30	6	0,30*
WLS	0,049	1,76	0,99	6	0,51*

* homoskedastische Residuen bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH.

Quelle: Datensatz II.3, vgl. Anhang II; eigene Berechnungen.

Kinder mit erwerbstätiem Haushaltsvorstand" betrachtet werden¹ (Tabelle 4.8). Wenn dies tatsächlich darauf beruhen

¹ Bei den Haushalten mit erwerbstätiem Haushaltsvorstand beträgt die Ausgabenelastizität für Ehepaare mit einem Kind 1,434, für Ehepaare mit zwei Kindern 1,333 und für Ehepaare mit drei Kindern 1,432. Diese Schätzergebnisse sind hier nicht gesondert aufgeführt worden, weil sie sich von den bisherigen Ergebnissen nicht wesentlich unterscheiden (vgl. Tabellen 4.5.1 und 4.5.2). Der Grund dafür ist, daß mit einer Ausnahme nur für den Haushaltstyp "Ehepaar, 1 Kind" auch Beobachtungen mit nicht-erwerbstätiem Haushaltsvorstand vorliegen. Der frühere Befund einer ausgabenelastischen Dienstleistungsnachfrage bei Mehrpersonenhaushalten basierte also im wesentlichen bereits auf Stichproben mit erwerbstätiem Haushaltsvorstand.

Tabelle 4.8 - Ausgabenelastizitäten für Dienstleistungen nach Haushaltstyp "erwerbstätiger Haushaltsvorstand"

Haushaltstyp	β		t-Wert		durchschnittlicher Ausgabenanteil (vH)	Ausgabenelastizität	
	OLS	WLS	OLS	WLS		OLS	WLS
Frau allein	-0,187* ^(a)	-0,051 ^(a)	-2,25	-0,57	45,49	1,119	1,123
Ehepaar, ohne Kinder	0,241*	0,107*	5,33	29,95	38,69	1,623	1,277

Schätzgleichung	\bar{R}^2	F-Wert	n	Breusch-Pagan Testwert
OLS	0,82*	38,99	26	3,04*
WLS	0,98*	521,40	26	3,90*

* Statistisch signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH.

(a) Koeffizient des Steigungsdummies.

Quelle: Datensatz II.3, vgl. Anhang II; eigene Berechnungen.

sollte, daß das Alter des Haushaltsvorstands - hier näherungsweise eingegrenzt durch das Merkmal Erwerbstätigkeit - eine wichtige Determinante des Ausgabenverhaltens ist, könnte die fehlende statistische Signifikanz für die Haushaltstypen mit nicht erwerbstätigem Haushaltsvorstand darauf beruhen, daß sich hinter den jeweils erfaßten Haushaltstypen ganz unterschiedliche Altersgruppen verbergen, was bei den Haushaltstypen mit erwerbstätigem Haushaltsvorstand nur in

begrenztem Umfang möglich ist. Hier zeigt sich nun insbesondere für den Haushaltstyp "Ehepaar ohne Kinder" eine sehr hohe Ausgabenelastizität. Ein solches Ergebnis nährt allerdings den Verdacht, daß die bisher ermittelten hohen Ausgabenelastizitäten weniger mit dem Alter des Haushaltsvorstands als mit der Erwerbstätigkeit der Frau zusammenhängen könnten. Die Ausgabenelastizität der Dienstleistungsnachfrage dürfte nämlich systematisch überschätzt werden, wenn Opportunitätskostenvariablen wie etwa die relativen Frauenverdienste nicht mit in die Analyse einbezogen werden.

Als klassische Studie zum Einfluß von Opportunitätskostenvariablen, auf die geschätzten Nachfrageelastizitäten gilt MINCER [1963]. Dort wurde u.a. gezeigt, daß die Ausgabenelastizität der Nachfrage nach häuslichen Dienstleistungen überschätzt wird, wenn das Erwerbseinkommen der Frau nicht als erklärende Variable in den Schätzansatz aufgenommen wird. Die Ursache dafür ist die enge Substitutionsbeziehung zwischen der in Eigenarbeit erstellten Hausarbeit und der Nachfrage und den über den Markt erworbenen häuslichen Dienstleistungen. Deshalb sind die Erwerbstätigkeit der Frau außerhalb des eigenen Haushalts und die marktmäßige Nachfrage nach häuslichen Dienstleistungen positiv miteinander korreliert, und sie hängen beide gleichermaßen von den relativen Frauenverdiensten ab.

Wenn keine Kinder im Haus sind (DINKS) oder wenn die Kinder bereits zur Schule gehen, dürfte die Wahrscheinlichkeit, daß auch die Ehefrau zum Familieneinkommen beiträgt, sehr hoch sein. Dies hat zur Folge, daß solche Haushalte viele Dienstleistungen, die sie vorher in Eigenproduktion erstellt haben, nunmehr über den Markt nachfragen werden. In diesen Fällen hat die überproportionale Zunahme der Dienstleistungsausgaben also mehr mit dem zusätzlichen Erwerbseinkommen der Frau als mit dem gleichzeitig gestiegenen Familieneinkommen zu tun. Die Überschätzung der Ausgabenelastizität dieses Haushaltstyps würde dann im Prinzip darauf beruhen,

daß das Einkommen bzw. die Gesamtausgaben um den in Eigenarbeit erstellten Dienstleistungsanteil unterschätzt wird. Eine direkte Überprüfung der Hypothese, daß die Erwerbstätigkeit der Frau eine wesentliche Determinante der Dienstleistungsnachfrage ist, ist aber mit Hilfe der EVS-Daten nicht möglich, weil das Merkmal "Erwerbstätigkeit" sich jeweils nur auf den Haushaltsvorstand bezieht und somit nicht ersichtlich ist, ob beide Ehepartner ein Erwerbseinkommen erzielen. Allerdings deuten Zeitreihenanalysen für die Vereinigten Staaten, Kanada und Frankreich ebenfalls in diese Richtung: Wenn die Erwerbstätigkeit der Frau als zusätzliche erklärende Variable in die Schätzgleichung aufgenommen wird, sinkt die Einkommens- bzw. die Ausgabenelastizität der Dienstleistungsnachfrage auf einen Wert, der sogar deutlich unter 1 liegt [GRUBEL, WALKER, 1989; HAMMES, ROSA, GRUBEL, 1989].

Wenn also die Frauenerwerbstätigkeit im Zeitablauf zunimmt und gleichzeitig die Nettoreproduktionsrate abnimmt, so wie es zumindest in allen westlichen Ländern seit dem II. Weltkrieg zu beobachten ist, dann wird daraus gesamtwirtschaftlich eine überproportionale Zunahme der Dienstleistungsausgaben resultieren. Bei dieser Konstellation gewinnen offenbar gerade jene Haushaltstypen gesamtwirtschaftlich an Bedeutung hinzu, die einen relativ hohen Anteil ihres Budgets für Dienstleistungskäufe verwenden (DINKS, Singles), während die Haushalte, die einen relativ niedrigen Anteil ihres Budgets für Dienstleistungskäufe verwenden, an Bedeutung verlieren (kinderreiche Familien). Eine solche Entwicklung hat nichts mit einer genuinen Präferenz für Dienstleistungen zu tun, sondern spiegelt lediglich Veränderungen der demographischen Struktur wider. Aus dem Zeitreihenbefund überproportional steigender Ausgabenanteile für Dienstleistungen¹

¹ In der Bundesrepublik Deutschland erhöhte sich der Ausgabenanteil für Dienstleistungen im Zeitraum 1960 - 1986 um knapp 9 Prozentpunkte auf 39,1 vH [DÖHRN, 1988].

kann man deshalb auch nicht einfach den Schluß ziehen, daß die Dienstleistungsnachfrage ausgabenelastisch ist. Zumindest anhand der hier untersuchten Daten spricht einiges für die Hypothese, daß die Dienstleistungsnachfrage immer dann als sehr ausgabenelastisch geschätzt wird, wenn die Erwerbstätigkeit der Frau die eigentliche Ursache für den Anstieg der Gesamtausgaben für den privaten Verbrauch ist. So gesehen deutet nach dem bisherigen Stand der Analyse noch nicht viel darauf hin, daß die Ausgabenelastizität der aggregierten Dienstleistungsnachfrage wesentlich von 1 abweicht.¹

4.5 Soziale Stellung des Haushaltsvorstands

Ein weiteres sozio-demographisches Merkmal, das möglicherweise die ermittelten Ausgabenelastizitäten systematisch verzerren könnte, ist die soziale Stellung des Haushaltsvorstands. Wenn z. B. Arbeiterhaushalte ein anderes Ausgabenverhalten zeigen als Beamtenhaushalte, dann könnte auch dies unter Umständen die z. T. schwache statistische Signifikanz erklären und möglicherweise auch eine Ursache für die häufig auftretende Heteroskedastizität der Residuen sein. Tatsächlich wurden solche Unterschiede im Ausgabenverhalten bereits anhand einer Analyse der EVS des Jahres 1973 ermittelt [FELS, SCHMIDT, 1981]. Danach weisen Beamten- und Selbständigenhaushalte im Durchschnitt recht hohe Ausgabenelastizitäten auf (1,23 bzw. 1,09), Arbeiter-, Angestellten- und Nichterwerbstätigenhaushalte dagegen eher niedrige (0,83, 0,91 und 0,98). Dieses Resultat muß, abgesehen vom Ergebnis für die Nichterwerbstätigenhaushalte, das mit dem hier gefundenen Ergebnis recht gut übereinstimmt, zunächst überraschen. A priori ist z.B. nicht einsichtig, weshalb Arbeiterhaushalte unter sonst gleichen Umständen, d.h. bei identischer Familienstruktur und bei gleichem Einkommen, von jeder zusätzlich ausgegebenen Mark weniger für Dienstleistungskäufe verwenden sollten als Angestelltenhaushalte.

¹ Vgl. auch FELS, SCHMIDT [1981] und SUMMERS [1985].

Diesem Befund soll deshalb im folgenden etwas genauer nachgegangen werden. Dabei wurden in einem ersten Schritt nur die beiden Haushaltstypen "Ehepaar ohne Kinder" und "Ehepaar mit Kindern" in die Analyse einbezogen, um auszuschließen, daß unterschiedliche Familienstrukturen die Schätzung der Ausgabenelastizität beeinflussen. Für diese Haushaltstypen konnten im bisherigen Verlauf der Untersuchung die besten statistischen Ergebnisse gewonnen werden, so daß sich hier ein möglicher Einfluß der sozialen Stellung des Haushaltsvorstands wohl am ehesten nachweisen läßt. Die in Tabelle 4.9 enthaltenen Schätzergebnisse können wie folgt zusammengefaßt werden, wobei grundsätzlich keine wesentlichen Unterschiede zwischen den OLS- und den WLS-Ergebnissen bestehen:

- Die Beamtenhaushalte weisen einen deutlich höheren Ausgabenanteil für Dienstleistungen auf als Angestellten- und Arbeiterhaushalte.
- Die Beamtenhaushalte weisen für beide Haushaltstypen die höchste Ausgabenelastizität auf, gefolgt von den Angestellten- und den Arbeiterhaushalten.
- Bei den Angestellten- und bei den Beamtenhaushalten besteht kein statistisch signifikanter Unterschied zwischen der Ausgabenelastizität für den Haushaltstyp "Ehepaar ohne Kinder" und der für den Haushaltstyp "Ehepaar mit Kindern"; sie liegt in beiden Fällen deutlich über 1.
- Bei den Arbeiterhaushalten besteht eine Diskrepanz; die Dienstleistungsnachfrage des Haushaltstyps "Ehepaar ohne Kinder" ist ausgabenelastisch, die des Haushaltstyps "Ehepaar mit Kindern" ist ausgabenunelastisch.

Auch diese Resultate¹, insbesondere die sehr hohen Ausgaben-

¹ Daß hier, im Unterschied zu den Ergebnissen von FELS, SCHMIDT [1981], wesentlich höhere Ausgabenelastizitäten

Fortsetzung Fußnote

Tabelle 4.9 - Ausgabenelastizitäten für Dienstleistungen nach sozialer Stellung des Haushaltsvorstands

Sozialtyp und Haushaltsgröße	β		t-Wert		Ausgabenanteil (vH)	Ausgabenelastizität	
	OLS	WLS	OLS	WLS		OLS	WLS
1. Angestellte Ehepaar mit Kindern	0,122*	0,121*	3,91	4,21	37,86	1,322	1,320
Ehepaar ohne Kinder	-0,010(a)	-0,010(a)	-0,16	-0,24	38,10	1,294	1,291
2. Arbeiter Ehepaar mit Kindern	-0,027	-0,029	-0,83	-0,91	36,02	0,925	0,919
Ehepaar ohne Kinder	0,171*(a)	0,125(a)	2,63	1,89	37,29	1,386	1,257
3. Beamte Ehepaar mit Kindern	0,249*	0,269*	18,61	14,03	40,65	1,613	1,662
Ehepaar ohne Kinder	0,063(a)	0,053(a)	2,00	2,00	39,91	1,782	1,807

Schätzgleichung	R^2		F-Wert		Anzahl der Beobachtungen	Breusch-Pagan Testwert	
	OLS	WLS	OLS	WLS		OLS	WLS
1. Angestellte	0,45*	0,99*	6,63	1958,09	22	10,76	13,80
2. Arbeiter	0,31*	0,99*	4,54	420,24	25	1,77*	1,54*
3. Beamte	0,96*	0,99*	159,90	6182,93	19	0,13*	1,24*

* Statistisch signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH bzw. homoskedastische Residuen bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH.

(a) Koeffizient des Steigungsdummies.

Quelle: Datensatz II.3, vgl. Anhang II; eigene Berechnungen.

Fortsetzung Fußnote

ermittelt wurden, beruht vermutlich hauptsächlich darauf, daß dort die Familiengröße nicht berücksichtigt wurde. Dies führt generell zu einer Unterschätzung der Ausgabenelastizität der Dienstleistungsnachfrage (vgl. Abschnitt 4.2).

anteile und -elastizitäten der Beamtenhaushalte, erscheinen auf den ersten Blick als wenig plausibel. Kritisch anzumerken ist nämlich, daß neben der Familienstruktur noch viele andere Faktoren die Größe der geschätzten Elastizität und des Ausgabenanteils beeinflussen können. Arbeiterhaushalte mögen z. B. eher am unteren Ende der Einkommensskala, Beamten- und Angestelltenhaushalte dagegen eher am oberen zu finden sein. Im Jahr 1987 erzielten z. B. 5 vH aller Arbeiterhaushalte ein monatliches Nettoeinkommen von weniger als 1200 DM, und 3 vH erzielten ein Nettoeinkommen von mehr als 5000 DM; bei den Beamtenhaushalten verdienten dagegen nur 2 vH weniger als 1200 DM, aber 15 vH mehr als 5000 DM [STATISTISCHES BUNDESAMT, 1989]. Ebenso könnte man vermuten, daß sich diese Haushalts-Sozialtypen hinsichtlich ihrer Kinderzahl unterscheiden. Im Jahr 1987 hatten z. B. nur halb so viele Beamtenhaushalte (1,2 vH) wie Arbeiterhaushalte (2,3 vH) mindestens 4 Kinder [STATISTISCHES BUNDESAMT, 1989]. Schwerer noch wiegt aber wohl, daß die Gesundheitsausgaben der Beamtenhaushalte, die ja Teil der Dienstleistungsausgaben sind, grundsätzlich anders erfaßt werden als die Gesundheitsausgaben aller anderen Haushalte. So werden bei den Beamtenhaushalten, die in der Regel keine Pflichtbeiträge zur Sozialversicherung leisten, unter diesem Posten alle Ausgaben für ärztliche Leistungen als Bruttogröße ausgewiesen, d.h. die im Rahmen der Beihilfe geleisteten Erstattungen werden hier nicht gegengerechnet. Bei allen anderen Haushaltstypen werden dagegen nur solche Ausgaben für ärztliche Leistungen berücksichtigt, die nicht im Rahmen der Krankenversicherung abgegolten werden. Deshalb ist es auch nicht weiter verwunderlich, daß sich bei den in der EVS aufgelisteten Dienstleistungen für die Gesundheitspflege große Diskrepanzen zwischen den Haushalts-Sozialtypen auf tun.

Betrachtet sei z. B. der Haushaltstyp "Ehepaar, 2 Kinder". Im Durchschnitt über alle Einkommensklassen ist den Beamtenhaushalten ihre Gesundheit scheinbar wertvoller als allen anderen Haushalts-Sozialtypen, wenn man den Ergebnissen der

EVS unbesehen Glauben schenkt. Sie geben danach 6,2 vH ihrer gesamten Konsumausgaben für Dienstleistungen für die Gesundheitspflege aus, während die Selbständigenhaushalte 1,4 vH, die Angestelltenhaushalte 0,8 vH und die Arbeiterhaushalte gar nur 0,4 vH dafür ausgeben [STATISTISCHES BUNDESAMT (a)]. Diese Unterschiede verschwinden allerdings, wenn man auf der Ausgabenseite die Versicherungsbeiträge (vor allem die der Nicht-Beamtenhaushalte) und auf der Einnahmenseite die Beihilfen (der Beamtenhaushalte) berücksichtigt, um die "wahren" Ausgaben für Gesundheitsdienstleistungen zu erfassen [EULER, 1985]. Beamtenhaushalte weisen somit im Vergleich zu anderen Haushalts-Sozialtypen auch keine relative Präferenz für Gesundheitsausgaben auf.

Um zu aussagefähigen Ergebnissen im Hinblick auf die soziale Stellung des Haushaltsvorstands zu kommen, soll im folgenden deshalb versucht werden, zumindest die angesprochenen Ursachen für die Divergenzen - das Einkommensgefälle, die Unterschiede im Kinderreichtum und die Gesundheitsausgaben - durch die Wahl einer Stichprobe zu beseitigen, bei der diese möglichen Determinanten des Ausgabenverhaltens konstant gehalten werden. Dazu wurden aus Datensatz II.3 (vgl. Anhang II) für die Haushaltstypen "Ehepaar ohne Kinder", "Ehepaar, 1 Kind" und "Ehepaar, 2 Kinder" drei getrennte Stichproben mit jeweils 15 Beobachtungen konstruiert. Diese enthalten jeweils 5 Beobachtungen für die Sozialtypen Angestellten-, Arbeiter- und Beamtenhaushalte, und zwar für identische Einkommensklassen. Dabei werden die Gesundheitsausgaben weder im Aggregat Dienstleistungen noch bei den Gesamtausgaben für den privaten Verbrauch berücksichtigt.

Aufgrund des drastisch reduzierten Stichprobenumfangs kann nun aber die Ausgabenelastizität nicht mehr für jeden Haushaltstyp nach Sozialtypen getrennt berechnet werden. Bei einem Stichprobenumfang von 15 Beobachtungen pro Haushaltstyp würde sich nämlich die Anzahl der Freiheitsgrade auf 9 reduzieren, wenn man die Ausgabenelastizität für Angestell-

ten-, Arbeiter- und Beamtenhaushalte wie bisher mit Hilfe von Dummy-Variablen schätzen wollte. Hier wurde deshalb ein F-Test durchgeführt um zu entscheiden, ob die Struktur der Dienstleistungsausgaben von der sozialen Stellung des Haushaltsvorstands beeinflußt wird.

Technisch gesehen kann mit diesem Test geprüft werden, ob für eine aus zwei Beobachtungsgruppen zusammengesetzte Stichprobe die Annahme stabiler Koeffizienten der Schätzgleichung (kein Strukturbruch) zutrifft. Bezogen auf die hier interessierende Fragestellung wird also getestet, ob sich Niveau und Elastizität der Dienstleistungsausgaben zwischen Haushalten mit unterschiedlicher sozialer Stellung des Haushaltsvorstands in statistisch signifikanter Weise voneinander unterscheiden. Den Testwert erhält man dabei als [MADDALA, 1977]:

$$(4.7) F = \frac{(RRSS - URSS) / (k + 1)}{URSS / (n_1 + n_2 - 2k - 2)}$$

mit RRSS : restringierte Summe der quadrierten Residuen
URSS : unrestringierte Summe der quadrierten Residuen
k + 1 : Anzahl der Parameter
n₁, n₂ : jeweilige Anzahl der Beobachtungen in den Beobachtungsgruppen.

Um den F-Wert zu bestimmen, wurden jeweils 3 OLS-Regressionen der Form

$$(4.8) w_s = \alpha_s + \beta_s (\log x) + u$$

mit u = Störterm

geschätzt. Dabei umfaßt die erste Regression die gesamte Stichprobe (n₁ + n₂). Die bei dieser Schätzung ermittelte Summe der quadrierten Residuen entspricht der RRSS. Die

zweite und die dritte Regression umfassen jeweils die Beobachtungen für die beiden Beobachtungsgruppen (n_1 bzw. n_2), deren Strukturgleichheit getestet werden soll. Die bei diesen beiden Schätzungen jeweils ermittelte Summe der quadrierten Residuen wird addiert und entspricht dann der URRS. Wenn der berechnete F-Wert über dem kritischen Wert der F-Verteilung liegt, muß die Nullhypothese der Strukturgleichheit abgelehnt werden, d. h., die betrachteten Sozialtypen weisen dann statistisch signifikante Unterschiede bei den Dienstleistungsausgaben (Niveau und Elastizität) auf. Wenn der berechnete F-Wert unterhalb des kritischen Niveaus liegt, kann die Nullhypothese der Strukturgleichheit dagegen nicht abgelehnt werden.

Wichtig ist in diesem Zusammenhang, daß der F-Test nur dann die Wahrscheinlichkeit minimiert, eine wahre Hypothese abzulehnen (Typ I-Fehler), wenn die Annahme homoskedastischer Residuen der Schätzgleichung erfüllt ist. Da das wahre Signifikanzniveau bei heteroskedastischen Störtermen immer höher liegt als bei homoskedastischen [TOYODA, 1974], müßte der kritische F-Wert in einem solchen Fall niedriger angesetzt werden als der Wert, der für das vorgegebene Signifikanzniveau in der F-Verteilung ausgewiesen wird. Falls Heteroskedastizität vorliegt, besteht also die Gefahr, daß die Hypothese der Strukturgleichheit fälschlicherweise nicht verworfen wird. Ob die dem F-Test zugrundeliegende Nullhypothese homoskedastischer Residuen tatsächlich abgelehnt werden muß, wird hier im folgenden wiederum anhand des Breusch-Pagan Tests überprüft.

Die Ergebnisse der F-Tests und des Breusch-Pagan Tests für die drei Haushaltstypen sind in Tabelle 4.10 zusammengefaßt dargestellt. Im einzelnen wurde dabei so vorgegangen, daß zunächst Angestelltenhaushalte der Gruppe der Arbeiter- und Beamtenhaushalte, dann Arbeiterhaushalte der Gruppe der Angestellten- und Beamtenhaushalte und schließlich Beamtenhaushalte der Gruppe der Angestellten- und Arbeiterhaushalte

Tabelle 4.10 - Dienstleistungsausgaben und soziale Stellung des Haushaltsvorstands (a) - F-Test Ergebnisse (b)

Haushaltstyp	Anzahl der Beobachtungen	F-Wert			Breusch-Pagan Testwert
		Ange-stell-te vs. Arbei-ter und Beamte	Arbei-ter vs. Ange-stell-te und Beamte	Beamte vs. An-gestell-te und Arbeiter	
1. Ehepaar ohne Kinder	15	0,191	1,328	3,184	0,035*
2. Ehepaar mit 1 Kind	15	4,619*	2,383	7,052*	0,175*
3. Ehepaar mit 2 Kindern	15	5,273*	0,859	11,669*	0,680*

* Statistisch signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH bzw. homoskedastische Residuen bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH.

(a) Ohne Gesundheitsausgaben; jeweils 1 Beobachtung für Angestellten-, Arbeiter- und Beamtenhaushalte für 5 identische Einkommensklassen.

(b) Kritischer F-Wert: $F_{2,11} = 3,98$ (5 vH); kritischer χ^2 -Wert (1 Freiheitsgrad) = 2,71 (10 vH).

Quelle: Datensatz II.3, vgl. Anhand II; eigene Berechnungen.

gegenübergestellt wurden. Die Berechnungen ergaben:

- Beim Haushaltstyp "Ehepaar ohne Kinder" weisen alle Sozialtypen die gleiche Struktur der Dienstleistungsausgaben auf. Das bisherige Ergebnis einer sehr ausgabenelastischen Dienstleistungsnachfrage dieses Haushaltstyps (mit erwerbstätigem Haushaltsvorstand) hat also weiterhin Bestand.

- Beim Haushaltstyp "Ehepaar mit Kindern" gibt es zwischen den Sozialtypen ausgeprägte Unterschiede bei den Dienstleistungsausgaben. Erstaunlich ist vor allem, daß zwar die Beamtenhaushalte von der Gruppe der Arbeiter- und Angestelltenhaushalte abweichen, nicht aber die Arbeiterhaushalte von der Gruppe der Angestellten- und Beamtenhaushalte. Genau dies wäre nämlich zu erwarten gewesen, weil die Arbeiter- und die Beamtenhaushalte nach den Ergebnissen von Tabelle 4.9 sowohl beim Niveau als auch bei der Elastizität der Dienstleistungsausgaben am weitesten auseinanderliegen. Insofern paßt auch die statistisch signifikante Abweichung der Angestelltenhaushalte nicht zum bisherigen empirischen Befund.

Insgesamt betrachtet stellt sich deshalb die Frage, ob sich anhand der modifizierten Stichprobe die Schätzungen für das Ausgabenniveau und für die Ausgabenelastizitäten im Vergleich zu den Ergebnissen in Tabelle 4.9 verändern würden. Da für jeden Haushaltstyp aber nur 15 Beobachtungen zur Verfügung stehen, muß zunächst eine größere Stichprobe konstruiert werden, um wiederum mit Hilfe von Dummy-Variablen Schätzungen für die verschiedenen Sozialtypen vornehmen zu können. Hier wurde so verfahren, daß zunächst mit Hilfe eines weiteren F-Tests geprüft wurde, ob sich die Ausgabenstruktur des Haushaltstyps "Ehepaar, 1 Kind" von der Ausgabenstruktur des Haushaltstyps "Ehepaar, 2 Kinder" unterscheidet. Nach dem in Tabelle 4.11 dokumentierten Ergebnis ist das nicht der Fall. Deshalb werden im folgenden die beiden genannten Haushaltstypen zum Haushaltstyp "Ehepaar mit Kindern" zusammengefaßt, was den Umfang der Stichprobe verdoppelt und damit eine ausreichende Anzahl von Freiheitsgraden garantiert.

Anhand dieser modifizierten Stichprobe wurde nun nochmals überprüft, ob die soziale Stellung des Haushaltsvorstands Unterschiede in der Ausgabenstruktur für Dienstleistungen im

Tabelle 4.11 - Dienstleistungsausgaben und Kinderzahl (a) -
F-Test Ergebnisse (b)

Strukturtest	Anzahl der Beobachtungen	F-Wert	Breusch-Pagan Testwert
Ehepaare mit 1 Kind vs. Ehepaare mit 2 Kindern	30	0,35	0,665*

* Homoskedastische Residuen bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH.

(a) Ohne Gesundheitsausgaben; jeweils 1 Beobachtung für Angestellten-, Arbeiter- und Beamtenhaushalte für 5 identische Einkommensklassen (für zwei Haushaltstypen).

(b) Kritischer F-Wert: $F_{2,26} = 3,37$ (5 vH);
kritischer χ^2 -Wert (1 Freiheitsgrad) = 2,71 (10 vH).

Quelle: Datensatz II.3, vgl. Anhang II; eigene Berechnungen.

statistischen Sinn erklären kann. Tabelle 4.12 enthält zwei bemerkenswerte Ergebnisse. Zum einen zeigt sich, daß Beamtenhaushalte nur einen vergleichsweise geringen Anteil ihrer Konsumausgaben für Dienstleistungen verwenden. Ihre recht hohe Ausgabenelastizität paßt so gesehen auch sehr gut ins Bild der bisherigen Untersuchungsergebnisse. Zum anderen bestätigt sich auch hier, daß Arbeiterhaushalte eine Ausgabenelastizität aufweisen, die im statistischen Sinn nicht verschieden von 1 ist. Dieser Befund muß um so mehr überraschen, als ihr durchschnittlicher Ausgabenanteil unter dem durchschnittlichen Ausgabenanteil der Angestelltenhaushalte liegt, deren Ausgabenelastizität wiederum deutlich über 1 liegt.

Damit bleibt festzuhalten, daß die Dienstleistungsnachfrage des Haushaltstyps "Ehepaar" mit einer Ausnahme durchweg aus-

Tabelle 4.12 - Ausgabenelastizitäten für Dienstleistungen nach sozialer Stellung des Haushaltsvorstands für eine modifizierte Stichprobe (a)

Sozialtyp	β (b)		t-Wert		Ausgabenanteil (vH)	Ausgabenelastizität	
	OLS	WLS	OLS	WLS		OLS	WLS
Angestellte	0,103*	0,106	2,41	1,61	36,92	1,179	1,205
Arbeiter	-0,037	-0,030	-1,33	-0,82	35,79	0,896	0,916
Beamte	0,201*	0,205*	4,86	2,09	34,69	1,472	1,503

Schätzgleichung	\bar{R}^2	F-Wert	Anzahl der Beobachtungen	Breusch-Pagan Testwert
OLS	0,79	22,66	30	4,716*
WLS	0,99	1579,22	30	8,291*

* Statistisch signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH bzw. homoskedastische Residuen bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH.

(a) Ohne Gesundheitsausgaben; nur Ehepaare mit 1 Kind und mit 2 Kindern, davon jeweils 1 Beobachtung für 5 identische Einkommensklassen.

(b) Außer für Arbeiterhaushalte Koeffizienten des Steigungsdummies.

Quelle: Datensatz II.3), vgl. Anhang II; eigene Berechnungen.

gabenelastisch zu reagieren scheint - unabhängig davon, ob Kinder vorhanden sind, aber nur, solange es sich nicht um Rentnerehepaare handelt. Die Ausnahme sind die Arbeiterhaushalte mit Kindern, deren Ausgabenelastizität eher unter 1 zu liegen scheint. Wenn die Hypothese zutreffen sollte, daß die Frauenerwerbstätigkeit eine wesentliche Determinante der Dienstleistungsausgaben ist, dann müßte man überprüfen, ob sich Angestellten- und Beamtenhaushalte mit Kindern dadurch

von den Arbeiterhaushalten mit Kindern unterscheiden, daß sie einen höheren Anteil von Doppelverdienern aufweisen - immer vorausgesetzt, alle anderen Determinanten des Ausgabenverhaltens könnten bei einer solchen Analyse konstant gehalten werden. Diese Hypothese kann aber anhand der vorliegenden Statistiken für die Bundesrepublik Deutschland nicht getestet werden.

5. Zeitreihenergebnisse

5.1 Analysekonzept

Bei der Zeitreihenanalyse stehen zwei Dinge im Mittelpunkt des Interesses: Zum einen geht es darum, die Preiselastizität der Dienstleistungsnachfrage zu bestimmen, und zum anderen soll geprüft werden, ob sich die Querschnittsergebnisse auch für die Zeitreihenanalyse bestätigen lassen.

Um die Analyse einerseits möglichst einfach zu halten, andererseits aber auch nicht von vornherein zu viele Restriktionen einzubauen, wurde eine 3-Güter Welt mit Dienstleistungen (s), Nahrungsmitteln (f) und Industriegütern (g) konstruiert. Die Ausgabenanteile w_s , w_f und w_g addieren sich zu 1 auf. Ein solches Nachfragesystem weist insgesamt 3^2+3 zu schätzende Parameter auf, nämlich 3^2 Preiselastizitäten und 3 Ausgabeelastizitäten. Für die hier interessierende Dienstleistungsnachfrage müssen die Ausgabenelastizität (η_s), die Eigenpreiselastizität (ϵ_{ss}) sowie die Kreuzpreiselastizität in bezug auf Nahrungsmittel (ϵ_{sf}) und die Kreuzpreiselastizität in bezug auf Güter (ϵ_{sg}) geschätzt werden. Die dazu benutzte Schätzgleichung des AIDS lautet (vgl. Gleichung 2.6):

$$(5.1) \quad w_s = \alpha_s + \beta_s \log(x/P) + \gamma_{ss} \log p_s + \gamma_{sf} \log p_f + \gamma_{sg} \log p_g$$

$$(5.2) \quad \eta_s = 1 + \frac{\beta_s}{\bar{w}_s}$$

Die Eigen- (ϵ_{ss}) und die Kreuzpreiselastizitäten (ϵ_{sf} , ϵ_{sg}) lassen sich berechnen als (vgl. Gleichung 2.8):

$$(5.3) \quad \epsilon_{ss} = \frac{y_{ss}}{\bar{w}_s} + \bar{w}_s - 1$$

$$(5.4) \quad \epsilon_{sf} = \frac{y_{sf}}{\bar{w}_s} + \bar{w}_f$$

$$(5.5) \quad \epsilon_{sg} = \frac{y_{sg}}{\bar{w}_s} + \bar{w}_g$$

Alle Elastizitäten werden wie schon in Kapitel 4 für durchschnittliche Ausgabenanteile (\bar{w}) berechnet.

Bei den nach Gleichung (5.3), (5.4) und (5.5) berechneten Elastizitäten handelt es sich um kompensierte Preiselastizitäten, die die Veränderung der Nachfrage aufgrund des reinen Preiseffekts widerspiegeln. Die üblicherweise berechneten unkompensierten Preiselastizitäten enthalten dagegen neben dem Preiseffekt auch einen Einkommenseffekt, der sich daraus ergibt, daß eine (relative) Preisänderung für ein Gut die verbleibende Ausgabemöglichkeiten für alle anderen Güter verändert, also insgesamt die Kaufkraft beeinflusst. Für die ökonometrische Analyse bietet das Konzept der kompensierten Elastizitäten den Vorteil, daß bestimmte Preiselastizitäten aufgrund von a priori vorhandenem Wissen auf 0 restringiert werden können - etwa die Kreuzpreiselastizität für Güter, die nicht miteinander in Beziehung stehen. Unkompensierte Preiselastizitäten dürfen dagegen a priori nicht auf 0 restringiert werden, weil die Kaufkrafteffekte einer (relativen) Preisänderung auch im Fall von nicht miteinander in Beziehung stehenden Gütern eben nicht gleich 0 sind. Mit Hilfe

des Konzepts der kompensierten Preiselastizitäten erhält man somit die Möglichkeit, über die Aufnahme bestimmter Restriktionen die Anzahl der Freiheitsgrade einer Schätzung zu erhöhen, ohne in Widerspruch zur Theorie des Haushalts zu geraten. In vielen Fällen, so etwa bei Nachfrageanalysen für eine Vielzahl von Gütern, kann nur so überhaupt eine ausreichende Anzahl von Freiheitsgraden generiert werden.

Ein grundsätzliches Problem der Zeitreihenanalyse besteht darin, daß die Schätzgleichung häufig autokorrelierte Residuen aufweist. In einem solchen Fall können die Parameter nicht mehr als effizient gelten. Deshalb schätzt man das ursprüngliche Modell in 1. Differenzen¹, um so den Einfluß der Autokorrelation zu eliminieren.² Im Rahmen des AIDS folgt dann aus dem Schätzansatz für die Niveaugrößen-Version die 1. Differenzen-Version als

$$(5.6) \quad w_s = c + \beta_s \Delta \log(x/P) + \gamma_{ss} \Delta \log p_s + \gamma_{sf} \Delta \log p_f + \gamma_{sg} \Delta \log p_g$$

mit Δ als 1. Differenzen Operator.

Unter der Annahme perfekter positiver Autokorrelation 1. Ordnung läßt sich die 1. Differenzen-Version in allgemeiner Form (t als Zeitindex) herleiten als:

$$\begin{aligned} y_t &= a + bx_t \\ y_{t-1} &= a + bx_{t-1} \\ y_t - y_{t-1} &= b(x_t - x_{t-1}) \\ \Delta y_t &= b \Delta x_t \end{aligned}$$

¹ Vgl. zu dieser Vorgehensweise DEATON, MUELLBAUER [1980a].

² Dieses Verfahren ist immer dann gerechtfertigt, wenn eine perfekte Autokorrelation 1. Ordnung vorliegt. Näherungsweise kann man anhand des D.W.-Tests einen Anhaltspunkt dafür finden, ob dieses tatsächlich der Fall ist [GUJARATI, 1978]. Danach liegt eine perfekte Autokorrelation vor, wenn der D.W.-Testwert sehr nahe bei 0 oder bei 4 liegt.

Diese Ableitung verdeutlicht, daß die Regressionskonstante c hier nur aus ökonometrischen Gründen in den Schätzansatz (5.6) aufgenommen worden ist. Sie hat keine theoretische Begründung und sollte sich deshalb bei der empirischen Analyse als statistisch nicht signifikant erweisen. Eine statistisch signifikante Konstante in der 1. Differenzen-Version würde demgegenüber daraufhin deuten, daß die Formulierung in Niveaugrößen (Gleichung 5.1) um eine Trendvariable ergänzt werden müßte.¹ Insofern kann die Schätzung anhand von Gleichung (5.6) auch Auskunft darüber geben, ob das statistische Nachfragemodell eine adäquate Spezifikation darstellt. Die hier besonders interessierenden Elastizitäten η_s , ϵ_{ss} , ϵ_{sf} und ϵ_{sg} werden für beide Schätzansätze auf die gleiche Weise anhand der Parameter β_s , γ_{ss} , γ_{sf} und γ_{sg} nach den Gleichungen (5.2) bis (5.5) berechnet.

Die Querschnittsanalyse hat aufgezeigt, daß eine Reihe von sozio-demographischen Faktoren die Nachfrage nach Dienstleistungen beeinflussen kann. Diese Faktoren können bei den hier vorliegenden Zeitreihendaten leider nur zum Teil identifiziert werden. Das aber heißt, daß bei der Zeitreihenanalyse möglicherweise wichtige Variablen außer Betracht bleiben müssen. Wenn nun bei der Niveaugrößen-Schätzung autokorrelierte Residuen festgestellt werden, ist nicht ohne weiteres auszuschließen, daß sie von autokorrelierten Variablen verursacht werden, die nicht explizit in dem Schätzansatz aufgenommen wurden, deren Einfluß sich aber über den Störterm bemerkbar macht. Sind die nicht berücksichtigten Variablen mit den im Schätzansatz enthaltenen Variablen korreliert, führt eine Bereinigung der autokorrelierten Schätzgleichung nicht zu effizienten, sondern zu verzerrten Parametern [MADDALA, 1977], und zwar unabhängig davon, welches Ausmaß die Autokorrelation annimmt. Deshalb hilft es in einem sol-

¹ Eine statistisch signifikante Konstante in der Niveaugrößen-Version kann als der Ausgabenanteil interpretiert werden, der zur Sicherung des Existenzminimums benötigt wird [DEATON, MUELLBAUER, 1980a].

chen Fall auch nicht, statt der 1. Differenzen-Version (Annahme perfekter Autokorrelation) die Autokorrelation mit einer anderen Methode, wie z.B. dem häufig benutzten Cochrane-Orcutt-Iterationsverfahren, zu bereinigen.

Da die Querschnittsergebnisse insgesamt die Vermutung bestärkt haben, daß verschiedene sozio-demographische Variablen, wie etwa die Haushaltsgröße, die Haushaltsstruktur und das Alter des Haushaltsvorstands, z.T. recht eng mit den Gesamtausgaben korreliert sind (vgl. Kap. 4), können die Schätzergebnisse für die 1. Differenzen-Version nur unter doppeltem Vorbehalt betrachtet werden. Diese Methode liefert nur dann effiziente und unverzerrte Parameter, wenn zum einen die Annahme perfekter Autokorrelation zutrifft und zum anderen die Autokorrelation nicht von nicht berücksichtigten korrelierten Variablen verursacht wird. Beide Voraussetzungen sind aber, wie die Ergebnisse in den nächsten Abschnitten verdeutlichen, wahrscheinlich nicht erfüllt.

Als Richtschnur für die Vorgehensweise bei der Zeitreihenanalyse dienten zwei Kriterien:

- Sind die Ergebnisse aus theoretischer Sicht plausibel?
- Sind die Ergebnisse aus ökonometrischer Sicht befriedigend?

Als Antwort auf diese Fragen wurden mit verschiedenen Schätzansätzen getestet, welche theoretischen und empirischen Restriktionen die Konfrontation mit den Daten bestehen und welche nicht. Die Analyse beginnt mit Schätzansätzen, die die Querschnittsergebnisse für die Ausgabenelastizitäten verschiedener Haushaltstypen (vgl. Kap. 4) als Restriktion enthalten. Daran anknüpfend werden weitgehend restriktionsfreie Schätzansätze geprüft. Den Abschluß bildet eine weitergehende Untersuchung des Haushaltstyps "4-Personen-Haus-

halte von Beamten und Angestellten mit höherem Einkommen" (Typ 3).

5.2 Schätzungen mit restringierten Ausgabenelastizitäten

Bei der Querschnittsanalyse konnten für eine Reihe von Haushaltstypen recht unterschiedliche Ausgabenelastizitäten geschätzt werden. Diese Ergebnisse sollen hier als Restriktion bei der Schätzung der Preiselastizitäten verwendet werden. Eine solche Vorgehensweise erscheint vor allem deshalb als angebracht, weil die erklärenden Variablen, nämlich Gesamtausgaben und Preise, über den Zeitablauf betrachtet eng miteinander korreliert sind und es von daher aus statistischer Sicht häufig sehr schwierig ist, den jeweiligen Einfluß der exogenen Variablen zu isolieren.¹ Die Verwendung von a priori Informationen bietet einen Ausweg aus diesem Dilemma. Allerdings veröffentlicht das Statistische Bundesamt nur für drei Haushaltstypen auch Zeitreihendaten, so daß nicht alle bei der Querschnittsanalyse gewonnenen Erkenntnisse für die Zeitreihenanalyse genutzt werden können. Bei diesen Haushalten handelt es sich um [STATISTISCHES BUNDESAMT, b]:

- 2-Personen-Haushalte von Renten- und Sozialhilfeempfängern mit geringem Einkommen (Typ 1),
- 4-Personen-Haushalte von Arbeitern und Angestellten mit mittlerem Einkommen der alleinverdienenden Bezugspersonen (Typ 2) und
- 4-Personen-Haushalte von Arbeitern und Angestellten mit höherem Einkommen (Typ 3).

¹ Vgl. als grundlegende Studie zu dem Verfahren, die Ausgabenelastizitäten als a priori Restriktion in die Schätzgleichung einzubauen, [STONE, 1954].

Charakteristisch für den Typ 1 sind ältere Ehepaare, deren Haupteinkommensquelle Übertragungen vom Staat und von (ehemaligen) Arbeitgebern sind. Beim Typ 2 und beim Typ 3 werden Ehepaare mit zwei Kindern erfaßt, wobei mindestens ein Kind unter 15 Jahren ist. Während der Haushaltstyp 2 grundsätzlich nur einen Verdiener aufweist, können beim Haushaltstyp 3 beide Ehepartner einer Erwerbstätigkeit nachgehen.

Insgesamt betrachtet ist es möglich, diesen drei Zeitreihen-Haushaltstypen vergleichbare Querschnitts-Haushaltstypen zuzuordnen, wobei naturgemäß keine vollständige Deckungsgleichheit erreicht werden kann. Danach sollte der Haushaltstyp 1 eine Ausgabenelastizität in der Nähe von 1 aufweisen (vgl. Tabelle 4.7.1), der Haushaltstyp 2 eine zwischen 1 für Arbeiter- und 1,3 für Angestelltenhaushalte (vgl. Tabelle 4.9), und der Haushaltstyp 3 sollte durch eine deutlich über 1 liegende Ausgabenelastizität gekennzeichnet sein (vgl. Tabelle 4.9).

Als grobe Näherungswerte und unter Berücksichtigung der teilweise recht schwachen statistischen Signifikanz der Querschnittsergebnisse wurde hier so verfahren, daß die Ausgabenelastizität

- für den Haushaltstyp 1 alternativ auf 0,8 bzw. auf 1,0,
- für den Haushaltstyp 2 alternativ auf 1,0 bzw. auf 1,2 und
- für den Haushaltstyp 3 auf 1,2

festgesetzt wurde.

Der Einbau dieser Restriktionen erfolgt durch eine einfache Umformung der Schätzgleichung (5.1). Zunächst folgt aus Gleichung (5.2), welchen Wert β_s annehmen muß, wenn eine bestimmte Ausgabenelastizität (η_s) vorgegeben wird:

$$(5.7) \hat{\beta}_s = (\eta_s - 1) \bar{w}_s$$

mit \bar{w}_s = durchschnittlicher Ausgabenanteil für Dienst-

leistungen und

= restringierter Parameterwert.

Eine Restriktion der Ausgabenelastizität auf 1 stellt den denkbar einfachsten Fall dar: β_s muß dann gleich 0 sein. Für die restringierte Schätzgleichung (mit $\eta_s = 1$) folgt deshalb:

$$(5.8) \quad \bar{w}_s = \alpha + \sum_j \gamma_{sj} \log p_j$$

d.h. für $\hat{\beta}_s = 0$ ($\eta_s = 1$) entfällt der Term $\beta_s \log(x/P)$ der ursprünglichen Schätzgleichung (5.2). Wird die Ausgabenelastizität auf einen beliebigen anderen Wert restringiert, erhält man die neue (restringierte) Schätzgleichung als

$$(5.9) \quad \bar{w}_s - \hat{\beta}_s \log(x/P) = \alpha + \sum_j \gamma_{sj} \log p_j$$

wobei die linke Seite von Gleichung (5.9) die jeweils neu zu berechnende endogene Variable darstellt.¹

Tabelle 5.1 enthält die mit den hier vorgegebenen Restriktionen erzielten Schätzergebnisse für die Niveaugrößen- und für die 1. Differenzen-Version des AIDS in zusammengefaßter Form. Lediglich die Schätzergebnisse für den Haushaltstyp 3 können eine gewisse Plausibilität beanspruchen, die ermittelten Preiselastizitäten beruhen allerdings auf statistisch nicht gesicherten Parameterschätzungen und die Homogenitätsbedingung ist nicht erfüllt. Für die anderen beiden Haushaltstypen fällt insbesondere die positive kompensierte Eigenpreiselastizität auf, die im Widerspruch zur theoretischen Vorhersage steht: Kompensierte Nachfragefunktionen können keine positive Steigung aufweisen. Die Konstante in der 1. Differenzen-Version erwies sich für alle drei Haus-

¹ Die Schätzgleichung (5.6) für die 1. Differenzen-Version kann auf die gleiche Weise umgeformt werden.

Tabelle 5.1 - Preiselastizitäten der Dienstleistungsnachfrage für restringierte Ausgabenelastizitäten, verschiedene Haushaltstypen 1960-86 (a)

	Schätzergebnisse für Niveaugrößen-Version					Schätzergebnisse für 1. Differenzen-Version				
	HH-Typ 1		HH-Typ 2		HH-Typ 3	HH-Typ 1		HH-Typ 2		HH-Typ 3
	$\eta=0,8$	$\eta=1,0$	$\eta=1,0$	$\eta=1,2$	$\eta=1,2$	$\eta=0,8$	$\eta=1,0$	$\eta=1,0$	$\eta=1,2$	$\eta=1,2$
ϵ_{ss}	1,073*	0,875*	1,588*	1,429*	-0,463	0,659	0,783	0,051	0,104	-0,387
ϵ_{sf}	-0,727	-0,613	-0,889	-1,006	-0,553	-0,207	-0,235	-0,666	-0,798	-0,090
ϵ_{sg}	0,535	0,541	-0,347	-0,185	1,280	0,014	0,001	0,882	0,961	1,211
t-Wert										
Konstante	0,06	-1,31	1,47	-0,08	-0,51	0,56	0,26	0,36	0,19	-0,34
\bar{R}^2	0,99	0,98	0,98	0,98	0,86	-0,04	-0,03	-0,07	-0,06	-0,08
F-Wert	763,73	565,71	504,78	355,80	45,07	0,67	0,76	0,46	0,52	0,47
D.W.	1,03	0,96	1,80	1,72	1,35	2,20	2,16	1,85	1,84	1,99

*basiert auf statistisch signifikanten Koeffizienten der Schätzgleichung (5 vH Irrtumswahrscheinlichkeit).

ϵ_{ss} : Kompensierte Eigenpreiselastizität der Dienstleistungsnachfrage.

ϵ_{sf} : Kompensierte Kreuzpreiselastizität der Dienstleistungsnachfrage in bezug auf Nahrungsmittel.

ϵ_{sg} : Kompensierte Kreuzpreiselastizität der Dienstleistungsnachfrage in bezug auf Industriegüter.

(a) Haushaltstyp 3: 1964-86.

Quelle: Datensatz III.1 und III.3, vgl. Anhang III; eigene Berechnungen.

haltstypen als statistisch nicht signifikant. Aus diesem Befund könnte man ableiten, daß das statische Modell eine gewisse Berechtigung besitzt. Zu berücksichtigen ist an dieser Stelle aber, daß es sich bei der 1. Differenzen-Version um eine Fehlspezifikation handelt, wenn die zugrundeliegenden Annahmen einer perfekten positiven Autokorrelation 1. Ordnung nicht zutrifft. Insofern dürfen die Ergebnisse der 1. Differenzen-Version nicht überbewertet werden.

Auffällig ist, daß ebenso wie bei der Querschnittsanalyse die statistisch besten Ergebnisse wiederum für denjenigen Haushaltstyp erzielt werden, der noch am ehesten eine homogene sozio-demographische Gruppe repräsentiert, nämlich die Angestellten- und Beamtenhaushalte mit höherem Einkommen (HH-Typ 3). Die unbefriedigenden Schätzergebnisse für die Haushaltstypen 1 und 2 könnten nun zum einen damit zusammenhängen, daß sich innerhalb dieser Haushaltstypen die Gewichte der jeweils enthaltenen Gruppen im Zeitablauf verändert haben. Beim Haushaltstyp 1 ist zu vermuten, daß Rentner im Durchschnitt weniger langlebige Gebrauchsgüter und dafür vielleicht mehr Dienstleistungen nachfragen als Sozialhilfeempfänger, und für den Haushaltstyp 2 bleibt festzuhalten, daß bereits die Schätzergebnisse im Kapitel 4 (Tabelle 4.12) daraufhindeuteten, daß sich Angestelltenhaushalte in ihrem Ausgabenverhalten in statistisch signifikanter Weise von Arbeiterhaushalten unterscheiden. Zum anderen kommt zumindest für den Haushaltstyp 1 noch hinzu, daß sich das Durchschnittsalter der beiden Gruppen gegenläufig entwickelt haben könnte. Die aggregierte Dienstleistungsnachfrage dieser Haushaltstypen hängt also möglicherweise von einigen Faktoren ab, deren Einfluß mit Hilfe des verfügbaren Datenmaterials nicht zu bestimmen ist. Dies könnte die unplausiblen Schätzergebnisse für die Haushaltstypen 1 und 2 erklären. Darüber hinaus stellt sich auch die Frage, ob eine Identifikation der Nachfragekurve hier überhaupt möglich ist. Bevor diesem Problem weiter nachgegangen wird, soll aber zunächst geprüft werden, ob und in welcher Weise die gesetzten Re-

striktionen die Qualität der Schätzergebnisse beeinflusst haben. Dazu wurden die in Tabelle 5.1 aufgeführten Schätzungen nunmehr ohne Restriktionen für die Ausgabenelastizitäten wiederholt.

5.3 Schätzungen ohne Restriktionen

Tabelle 5.2 enthält in zusammengefaßter Form die Ergebnisse der weitgehend restriktionsfreien Schätzungen.¹ Lediglich für die hier zusätzlich enthaltene Schätzung für die Gesamtwirtschaft wurde neben der Niveaugrößen- auch die 1. Differenzen-Version geschätzt, denn die Annahme perfekter positiver Autokorrelation konnte aufgrund der D.W.-Testwerte für die Haushaltstypen 1, 2 und 3 nicht aufrechterhalten werden: Für alle Haushaltstypen kann die Hypothese, daß keine Autokorrelation vorliegt, nicht abgelehnt werden (D.W.-Testwert für den Haushaltstyp 1 im Unschärfbereich). Für die Gesamtwirtschaft deutet der D.W.-Testwert dagegen daraufhin, daß eine Autokorrelation vorliegt. Deshalb wurde hier zusätzlich zur 1. Differenzen-Version auch noch das Cochrane-Orcutt-Iterationsverfahren zur Korrektur der Autokorrelation angewendet, um so (möglicherweise) die Effizienz der geschätzten Parameter zu erhöhen.

Insgesamt betrachtet verdeutlichen die Ergebnisse zweierlei. Zum einen scheint die Dienstleistungsnachfrage eher ausgabenunelastisch zu sein, und zum anderen hängt der bisherige Befund einer (außer bei Haushaltstyp 3) positiven Eigenpreiselastizität offensichtlich nicht von der Restriktion der Ausgabenelastizitäten, so wie sie im vorhergehenden Abschnitt durchgeführt wurde, ab. Darüber hinaus ändert auch die Korrektur der autokorrelierten Schätzgleichung nichts an der statistischen Signifikanz der positiven Eigenpreiselastizität. Hinzu kommt noch, daß bei den korrigierten Schätzungen für die Gesamtwirtschaft eine statistisch signifikan-

¹ Die funktionale Form des Schätzansatzes beinhaltet nur die adding-up Bedingung als Restriktion.

Tabelle 5.2 - Ausgaben- und Preiselastizitäten der Dienstleistungsnachfrage, Gesamtwirtschaft und verschiedene Haushaltstypen 1960-86 (a)

	Schätzergebnisse für Niveaugrößen-Version				korrigierte Schätzergebnisse für Gesamtwirtschaft	
	Gesamtwirtschaft	HH-Typ 1	HH-Typ 2	HH-Typ 3	1. Differenzen-Version	Cochrane-Orcutt-Version
η_s	0,251*	0,183*	0,813	0,180*	0,073*	0,498*
ϵ_{ss}	0,935*	1,686*	1,734*	-0,401	0,223*	0,957*
ϵ_{sf}	-0,687*	-1,078*	-0,778	0,104	-0,349*	-0,548*
ϵ_{sg}	0,493	0,518	-0,496	1,045	0,020	0,183
t-Wert						
Konstante	3,10	1,69	1,58	3,63	2,87	2,36
\bar{R}^2	0,98	0,99	0,98	0,94	0,53	0,99
F-Wert	419,98	510,55	376,88	86,62	8,10	734,72
D.W.	0,64	1,27	1,78	1,87	1,73	1,58

*basiert auf statistisch signifikanten Koeffizienten der Schätzgleichung (5 vH Irrtumswahrscheinlichkeit).

η_s : Ausgabenelastizität der Querschnittsnachfrage

ϵ_s : Kompensierte Eigenpreiselastizität der Dienstleistungsnachfrage.

ϵ_{ss} : Kompensierte Kreuzpreiselastizität der Dienstleistungsnachfrage in bezug auf Nahrungsmittel.

ϵ_{sf} : Kompensierte Kreuzpreiselastizität der Dienstleistungsnachfrage in bezug auf Industriegüter.

(a) Haushaltstyp 3: 1964-86.

Quelle: Datensatz III.1 - III.3, vgl. Anhang III; eigene Berechnungen.

te positive Regressionskonstante ermittelt wurde, was auf eine trendbehaftete Zunahme der Dienstleistungsnachfrage hindeutet. Das hier benutzte statische Nachfragemodell enthält keine Trendkomponente, und es sagt eine negative (kompensierte) Eigenpreiselastizität vorher. Zu fragen ist also, welche Faktoren eine trendmäßige Zunahme der gesamtwirtschaftlichen Dienstleistungsnachfrage bewirken könnten und wie das Ergebnis einer positiven Eigenpreiselastizität zu interpretieren ist.

Als Ursache für die trendmäßige Zunahme der Dienstleistungsnachfrage rücken verschiedene sozio-demographische Faktoren ins Bild, wie etwa die Verschiebungen der Bevölkerungsstruktur zugunsten der Altergruppe der über 65-jährigen, die Abnahme der durchschnittlichen Haushaltsgröße sowie die Zunahme der Frauenerwerbstätigkeit. Im Zeitraum 1961-87 hat sich z.B. der Anteil der Haushalte mit einem Haushaltsvorstand, der älter als 65 Jahre ist, von 20 vH auf 25 vH erhöht [STATISTISCHES BUNDESAMT, 1989]. Der Anteil der 1-Personen-Haushalte stieg in diesem Zeitraum von 20 vH auf 35 vH; und besonders kräftig nahm dabei der Anteil der Haushalte mit einem Haushaltsvorstand zu, der jünger als 45 Jahre war, nämlich von 6 vH auf 13 vH [STATISTISCHES BUNDESAMT, 1989]. Die Frauenerwerbstätigkeit hat sich in der Bundesrepublik im Zeitraum 1961-87 insgesamt gesehen nur recht wenig verändert. Sie ist, im Gegensatz zur Entwicklung in vielen anderen Ländern, sogar um 2,4 Prozentpunkte zurückgegangen. Dieses Ergebnis resultiert aber aus zwei gegenläufigen Tendenzen. Während die Erwerbstätigenquote alleinstehender Frauen von 53 vH auf 39 vH zurückging, nahm die Erwerbstätigenquote verheirateter Frauen mit Kindern unter 18 Jahren von 33 vH auf 41 vH zu [STATISTISCHES BUNDESAMT, 1989]. Daß die aggregierte Frauenerwerbsquote in der Bundesrepublik so wenig Bewegung zeigt hängt also vermutlich hauptsächlich damit zusammen, daß sie nach dem Zweiten Weltkrieg einfach deshalb relativ hoch war, weil nicht alle Frauen wegen der kriegsbedingten Männerdefizite in den entsprechenden Jahrgängen

(wieder) heiraten konnten und deshalb eine Erwerbstätigkeit aufnehmen mußten. Der starke Rückgang der Erwerbsquote alleinstehender Frauen reflektiert vermutlich das langsame Ausscheiden dieser Altersjahrgänge aus dem Arbeitsmarkt. Die Zunahme der Erwerbstätigkeit der Frau konzentriert sich also im wesentlichen auf den Haushaltstyp Ehepaar mit Kindern, wobei noch zu bedenken ist, daß die Kinderzahl pro Haushalt rückläufig ist.¹

Der Einfluß der sozio-demographischen Variablen Alter, Haushaltsgröße und Frauenerwerbstätigkeit auf die Dienstleistungsnachfrage konnte z.T. in Kap. 4 nachgezeichnet werden, ohne daß allerdings eine quantitative Zurechnung auf einzelne Haushaltstypen anhand des verfügbaren Datenmaterials möglich gewesen wäre. Möglicherweise spiegelt sich also in der signifikanten Regressionskonstante bei der Schätzung für die Gesamtwirtschaft der gemeinsame Effekt dieser Variablen wider.

Während eine positive Trendkomponente der Dienstleistungsnachfrage durchaus mit der empirischen Fakten zu harmonisieren scheint, steht der Befund einer statistisch signifikanten positiven (kompensierten) Eigenpreiselastizität² im klaren Widerspruch zu den Vorhersagen der Theorie des Haushalts, wonach kompensierte Nachfragefunktionen immer eine negative Steigerung aufweisen müssen. Im Hinblick auf die bislang recht unbefriedigenden Schätzergebnisse könnte man also vermuten, daß entweder das hier zugrundeliegende statische Nachfragemodell nicht in der Lage ist, den Einfluß der

¹ Gerade für diesen Haushaltstyp wurden bei der Querschnittsanalyse (Kap. 4) besonders hohe Ausgabenelastizitäten ermittelt.

² Kravis, Heston und Summers [1983] ermitteln ebenfalls eine positive Eigenpreiselastizität der Dienstleistungsnachfrage für das Vereinigte Königreich 1968-78 und für die Vereinigten Staaten 1950-77 (GDP-Konzept); Hammes, Rosa und Grubel [1989] ermitteln ohne Berücksichtigung der Frauenerwerbstätigkeit eine positive Eigenpreiselastizität der Dienstleistungsnachfrage für die Vereinigten Staaten 1950-82.

der genannten sozio-demographischen Faktoren auf die Dienstleistungsnachfrage zu erfassen oder daß die statistischen Daten keine eindeutige Identifikation der Dienstleistungsnachfragefunktion gestatten - wobei die Nicht-Identifikation der Nachfragefunktion gleichzeitig auch eine Folge der möglichen Fehlspezifikation sein könnte.

Zu den Annahmen des statischen Nachfragemodells gehört, daß sich die Präferenzen der Konsumenten, wenn überhaupt, dann nur sehr langsam ändern und daß sich alle ökonomischen Anpassungsprozesse innerhalb einer Periode abspielen. Es spricht vieles dafür, daß diese Annahmen gerade für die aggregierte Dienstleistungsnachfrage eine gewisse Berechtigung haben. Zum einen belegt die internationale Querschnittsanalyse in Kravis, Heston und Summers [1982], daß die These einer stabilen Präferenzordnung für höher aggregierte Gütergruppen nicht widerlegt werden kann. Danach würde also die Dienstleistungsnachfrage in allen Ländern von derselben Nutzenfunktion bestimmt werden. Allein die internationalen Unterschiede in den Gesamtausgaben (Einkommen) und den relativen Preisen, d.h. die unterschiedliche Lage und Steigung der Budgetgeraden, würden somit erklären, weshalb die nachgefragten Dienstleistungsmengen von Land zu Land divergieren. Übertragen auf die Zeitreihenanalyse hieße dies, daß das statische Nachfragemodell dann seine Berechtigung hat, wenn alle Haushalte grundsätzlich dieselbe Nutzenfunktion aufweisen, aber mit Budgetrestriktionen konfrontiert werden, die sich im Zeitablauf ändern.

Zum anderen sind Dienstleistungen im großen und ganzen nicht lagerfähig, so daß hier keine Vorratshaltung betrieben werden kann. Die Produktion und der Verbrauch von Dienstleistungen fallen deshalb in der Regel zeitlich zusammen. Zeitverzögerte Anpassungsprozesse, die im statischen Nachfragemodell ignoriert werden, können deshalb gerade bei der Dienstleistungsnachfrage keine entscheidende Rolle spielen. Somit ist auf den ersten Blick nicht zu erkennen, daß das

statische Modell der Dienstleistungsnachfrage eine grundsätzliche Fehlspezifikation beinhaltet, wenn es gelingt, den Einfluß der sozio-demographischen Trendvariablen durch eine entsprechende Spezifikation des Schätzansatzes oder durch die Auswahl einer speziellen Stichprobe zu kontrollieren. Um so mehr rückt deshalb die Frage in den Mittelpunkt, ob die Ursache für die hier geschätzten positiven Eigenpreiselastizitäten der Dienstleistungsnachfrage nicht in einem Identifikationsproblem¹ liegt.

Angebots- und Nachfragekurven können niemals direkt beobachtet werden. Sie sind ein gedankliches Konstrukt, mit dessen Hilfe Bewegungen der Preise und der Mengen erklärt werden sollen. Was in den empirischen Daten aufscheint sind die Schnittpunkte dieser hypothetischen Kurven, so daß man immer nur diejenigen Mengen bestimmen kann, die zu den jeweils herrschenden Marktpreisen ge- und verkauft worden sind. Die empirischen Daten repräsentieren deshalb Situationen eines Gleichgewichts zwischen Angebot und Nachfrage. Um anhand dieser Daten eine Nachfrage- oder eine Angebotsfunktion zu identifizieren, benötigt man Informationen darüber, welche Variablen das Angebot und welche die Nachfrage beeinflussen. Wenn Angebot und Nachfrage von denselben Variablen abhängen, ist eine Identifikation nicht möglich. Dazu muß mindestens eine Variable vorhanden sein, die entweder nur das Angebot oder nur die Nachfrage beeinflusst. Eine Nachfragefunktion könnte man z.B. immer dann relativ gut bestimmen, wenn die Angebotsfunktion in Abhängigkeit von nicht identifizierten (exogenen) Variablen schwankt, diese Variablen aber keinen Einfluß auf das Nachfrageverhalten der Konsumenten haben. Die Schnittpunkte zwischen Angebots- und Nachfragekurven würden in einem solchen Fall alle auf der Nachfragefunktion

¹ Als grundlegende Veröffentlichung zum Identifikationsproblem gilt E.J. Working [1927]. Einen historischen Überblick über die ersten Ansätze, die zur Lösung des Identifikationsproblems vorgeschlagen wurden, gibt Christ [1985].

liegen, die somit eindeutig identifiziert wäre.¹ Im umgekehrten Fall einer relativ stabilen Angebotsfunktion und einer stark schwankenden Nachfragefunktion würde man aber mit demselben Datensatz eine Angebotsfunktion identifizieren. Um die Schätzergebnisse überhaupt interpretieren zu können, muß man also gewisse Vorstellungen darüber besitzen, in welcher Weise nicht-betrachtete Variablen die Angebots- und die Nachfragefunktion verschieben können. Für die hier analysierten Datensätze für die Gesamtwirtschaft und die drei Haushaltstypen ergeben sich aus diesen Überlegungen ganz unterschiedliche Konsequenzen.

Betrachtet seien wiederum die drei sozio-demographischen Faktoren Alter des Haushaltsvorstands, durchschnittliche Haushaltsgröße und Frauenerwerbstätigkeit. Die "Vergreisung" der Bevölkerung und die Abnahme der durchschnittlichen Haushaltsgröße werden sich vermutlich allein auf die Nachfrage nach Dienstleistungen auswirken, während die Zunahme der Frauenerwerbstätigkeit neben der Dienstleistungsnachfrage auch das Dienstleistungsangebot beeinflussen dürfte. Insgesamt gesehen wird also die Dienstleistungsnachfrage von diesen exogenen Faktoren vermutlich stärker beeinflusst als das Dienstleistungsangebot, so daß grundsätzlich eher eine Angebots- als eine Nachfragefunktion aus den gesamtwirtschaftlichen empirischen Daten aufscheinen mag. Dazu paßt letztlich auch die hier ermittelte positive Eigenpreiselastizität der gesamtwirtschaftlichen Dienstleistungsnachfrage. Insgesamt gesehen kann es deshalb nicht überraschen, daß die gesamtwirtschaftliche Analyse wenig überzeugende Ergebnisse erbracht hat. Leider kann man diese Identifikations-

¹ Die Nachfrage nach landwirtschaftlichen Produkten gilt z.B. als relativ stabil im Vergleich zu den Angebotschwankungen, die zu einem großen Teil von den nicht vorhersehbaren klimatischen Bedingungen verursacht werden. Deshalb ist die Nachfragekurve für landwirtschaftliche Produkte anhand der empirischen Daten relativ leicht zu identifizieren. Vgl. dazu als grundlegende Studie Schultz [1938].

probleme nun nicht einfach dadurch lösen, daß man Variablen für die genannten sozio-demographischen Variablen in die Schätzgleichung aufnimmt, denn es gibt wohl keine unmittelbar einleuchtende Begründung dafür, weshalb z.B. eine gesamtwirtschaftliche Zunahme der Frauenerwerbstätigkeit oder die Vergreisung der Bevölkerung als Argumente in der Nutzenfunktion eines repräsentativen Wirtschaftssubjekts (Haushalts) auftauchen sollten. Genau dies würde aber eine Aufnahme dieser Variablen in den hier benutzten Schätzansatz implizieren. Eine Lösung des Identifikationsproblems ist deshalb von der gesamtwirtschaftlichen Analyse auch nicht unbedingt zu erwarten. Anders sieht es dagegen für eine Analyse der verschiedenen Haushaltstypen aus.

Alle Haushalte werden mit denselben Verschiebungen der gesamtwirtschaftlichen Dienstleistungsangebotsfunktion konfrontiert, die zumindest zum Teil von der Zunahme der Frauenerwerbstätigkeit verursacht werden dürften. Dafür spricht nicht zuletzt, daß die neu im Erwerbsleben eintretenden Frauen überwiegend im Dienstleistungssektor eine Anstellung finden. Diese Variation der Angebotskurve eröffnet die Möglichkeit, eine Nachfragekurve für einzelne Haushaltstypen zu identifizieren. Dabei muß es sich um solche Haushaltstypen handeln, bei denen die Zunahme der Frauenerwerbstätigkeit keinen Einfluß auf ihre Dienstleistungsnachfrage hat. Darüber hinaus muß ausgeschlossen werden können, daß andere nicht spezifizierte Faktoren die Dienstleistungsnachfrage dieser Haushaltstypen beeinflussen.

Im Gegensatz zur gesamtwirtschaftlichen Analyse kann man für einzelne sozio-demographische Faktoren ausschließen, daß sie die Dienstleistungsnachfrage der hier behandelten Haushaltstypen beeinflussen. Die Haushaltsgröße wird z.B. bei den Haushaltstypen 1, 2 und 3 über die Zeit hinweg konstant gehalten. Änderungen der durchschnittlichen Haushaltsgröße, wie sie gesamtwirtschaftlich ja zu beobachten sind, scheiden

also als Determinante der Dienstleistungsnachfrage dieser Haushaltstypen aus.

Ebensowenig kann die gesamtwirtschaftlich zu beobachtende Zunahme der Erwerbstätigkeit verheirateter Frauen die Dienstleistungsnachfrage der Haushaltstypen 1 und 2 beeinflussen, weil diese Haushalte entweder Unterstützungsempfänger sind (Typ 1) oder grundsätzlich nur einen Verdiener haben (Typ 2). Nur beim Haushaltstyp 3 kann man a priori nicht ausschließen, daß sich der Anteil der Doppelverdienerhaushalte an allen Haushalten dieses Typs im Zeitablauf erhöht hat. Tatsächlich ist dieser Effekt aber bei den Haushalten, die vom Statistischen Bundesamt in die Stichprobe für den Haushaltstyp 3 einbezogen wurden, bislang nicht aufgetreten. Der Hauptverdiener hat bei diesem Haushaltstyp also praktisch über den gesamten Untersuchungszeitraum hinweg einen konstanten Anteil zum Gesamteinkommen aus unselbständiger Arbeit beigetragen: Dieser Anteil betrug im Jahr 1965 98,4 vH, im Jahr 1975 99,2 vH und im Jahr 1986 96,7 vH [STATISTISCHES BUNDESAMT (b)]. Damit scheidet die Zunahme der Frauenerwerbstätigkeit auch beim Haushaltstyp 3 als Determinante der Dienstleistungsnachfrage aus.

Von den bereits in Kapitel 4 untersuchten sozio-demographischen Faktoren verbleiben die Verschiebung der Altersstruktur der Bevölkerung und die Verschiebung der Gewichte der Sozialtypen als potentielle Einflußgrößen der Dienstleistungsnachfrage. Für die Nachfrageanalyse der hier behandelten Haushaltstypen 1, 2 und 3 könnten sie z.B. eine Rolle spielen,

- wenn sich das Durchschnittsalter der Bezugspersonen der Haushaltstypen verändert hat,
- wenn sich das Durchschnittsalter verschiedener Sozialtypen innerhalb der Haushaltstypen im Zeitablauf auseinanderentwickelt oder

- wenn sich das Gewicht von Sozialtypen mit unterschiedlichem Durchschnittsalter oder mit unterschiedlichem Ausgabenverhalten innerhalb der Haushaltstypen verändert.

Nach Angaben des Statistischen Bundesamtes¹ hat sich das Durchschnittsalter der Bezugspersonen der Haushaltstypen im Zeitraum 1965-89 nur recht wenig geändert: Beim Typ 1 stieg es von 70 auf 73 Jahre an, beim Typ 2 fiel es von 39 auf 38 Jahre und beim Typ 3 blieb es mit 42 Jahren konstant. Geändert haben sich in diesem Zeitraum allerdings die Gewichte der sozialen Gruppen innerhalb der Haushaltstypen. Der Haushaltstyp 1 besteht heute praktisch nur noch aus Rentnerpaaren, denn der Anteil der Sozialhilfeempfänger ging von 23 vH (1965) auf 1 vH (1989) zurück. Bei den Haushaltstypen 2 und 3 hat der Anteil der Angestelltenhaushalte im Zeitraum 1965-89 zu Lasten der Arbeiter- (Typ 2) bzw. der Beamtenhaushalte (Typ 3) zugenommen: Beim Typ 2 stieg der Angestelltenanteil um 8 Prozentpunkte auf 53 vH und beim Typ 3 stieg er um 10 Prozentpunkte auf 70 vH an. Auch wenn diese Informationen keinen direkten Hypothesentest zulassen, so kann man mit ihrer Hilfe doch darüber spekulieren, ob die Dienstleistungsnachfrage der Haushaltstypen 1, 2 und 3 in gleicher Weise von diesen Strukturveränderungen betroffen wird. Derjenige Haushaltstyp, dessen Dienstleistungsnachfrage auch von diesen Einflußgrößen so gut wie unberührt bleibt, könnte dann als aussichtsreichster Kandidat für eine Identifikation der Nachfragekurve gelten.

Aus den Daten für die sozialen Gruppen innerhalb der Haushaltstypen folgt zunächst, daß insbesondere die Dienstleistungsnachfrage des Haushaltstyps 1 von den Strukturveränderungen betroffen sein dürfte. Zu vermuten ist nämlich, daß sich die zum Haushaltstyp 1 zusammengefaßten Sozialtypen Rentner sowie Sozialhilfeempfänger hinsichtlich ihres

¹ Diese Angaben sind beim Statistischen Bundesamt auf Anfrage zu erhalten.

Durchschnittsalters unterscheiden. Rentnerehepaare werden im Durchschnitt älter sein als Sozialhilfeempfängerehepaare. Wenn diese Vermutung tatsächlich zutreffen sollte, dann dürften die beiden Sozialtypen aber eine ganz unterschiedliche Dienstleistungsnachfrage aufweisen. Nach der Life-cycle-Hypothese des Konsums fragen "jüngere" Haushalte nämlich relativ mehr langlebige Konsumgüter nach als ältere, was umgekehrt heißt, daß "alte" Haushalte relativ mehr Dienstleistungen nachfragen. Die aggregierte Dienstleistungsnachfrage des Haushaltstyps 1 dürfte sich deshalb als Folge des zunehmenden Gewichts der Rentnerhaushalte verschieben, wobei sich diese Verschiebung letztlich auch an der Zunahme des Durchschnittsalters ablesen läßt. Eine Identifikation der Dienstleistungsnachfragefunktion dieses Haushaltstyps anhand des gewählten Schätzansatzes muß deshalb von vornherein als wenig aussichtsreich erscheinen.

Der Haushaltstyp 2 besteht aus Angestellten- und Arbeiterfamilien mit mittlerem Einkommen. Die Ausgaben eines durchschnittlichen Arbeiterhaushalts (Ehepaar, 2 Kinder) für den privaten Verbrauch betragen im Jahr 1983 3101 DM, die eines durchschnittlichen Angestelltenhaushalts 3929 DM (Beamte: 4077 DM) [STATISTISCHES BUNDESAMT (a)]. Deshalb könnte man vermuten, daß sich Arbeiter- und Angestelltenhaushalte mit einem in etwa gleichen (mittleren) Einkommen hinsichtlich ihres Durchschnittsalters unterscheiden. Die Angestelltenhaushalte dieser Einkommensklasse sind möglicherweise im Mittel etwas jünger als die entsprechenden Arbeiterhaushalte. Indirekt bestätigt wird diese Vermutung dadurch, daß das Durchschnittsalter dieses Haushaltstyps leicht zurückgegangen ist und sich gleichzeitig der Anteil der Angestelltenhaushalte erhöht hat. Anders als beim Haushaltstyp 1 wird der Altersstruktureffekt beim Haushaltstyp 2 aber wohl von geringer quantitativer Bedeutung für die Dienstleistungsnachfrage sein. Viel wichtiger erscheint hier, daß sich Arbeiter- und Angestelltenhaushalte - wie die Querschnittsanalyse in Kapitel 4 gezeigt hat - offenbar grundsätzlich in

bezug auf die Dienstleistungsnachfrage unterscheiden, wobei die ausgeprägtesten Unterschiede gerade beim Haushaltstyp Ehepaar mit Kindern zu bestehen scheinen (vgl. Tabelle 4.9 und 4.12). Wenn aber Arbeiterhaushalte eine grundsätzlich andere Dienstleistungsnachfrage aufweisen als Angestelltenhaushalte, dann müssen sich Verschiebungen der Gewichte dieser beiden Sozialtypen auf die aggregierte Dienstleistungsnachfrage des Haushaltstyps 2 auswirken. Bei diesem Haushaltstyp sorgen also vermutlich weniger Verschiebungen der Altersstruktur sondern vielmehr Verschiebungen der Gewichte der Sozialtypen dafür, daß auch hier die aggregierte Dienstleistungsnachfrage nur sehr schwer zu identifizieren sein dürfte.

Eigentlich besteht aufgrund der hier angestellten Überlegungen nur beim Haushaltstyp 3 eine gewisse Hoffnung, die Dienstleistungsnachfragekurve zu identifizieren. Die Haushaltsgröße ist konstant, die Zunahme der Frauenerwerbstätigkeit spielt de facto keine Rolle, und das Durchschnittsalter der Bezugsperson hat sich nicht verändert. Hinzu kommt, daß die Querschnittsanalyse in Kapitel 4 gezeigt hat, daß Angestellten- und Beamtenhaushalte des Typs Ehepaar mit Kindern ein recht ähnliches Ausgabenverhalten aufweisen (vgl. Tabelle 4.12). Die Anteilsverschiebungen zugunsten der Angestelltenhaushalte dürften also die aggregierte Dienstleistungsnachfrage des Haushaltstyps 3 kaum beeinflussen. Für die Homogenität dieses Haushaltstyps spricht darüber hinaus auch noch, daß die durchschnittlichen Gesamtausgaben von Angestellten- und Beamtenhaushalten (Ehepaar, 2 Kinder) recht nahe beieinanderliegen, im Gegensatz zu den bereits erwähnten Unterschieden zwischen Angestellten- und Arbeiterhaushalten: Das durchschnittliche Beamtenehepaar mit 2 Kindern gab z.B. im Jahr 1983 mit 4077 DM pro Monat nur 148 DM mehr für den privaten Verbrauch aus als das entsprechende Angestelltenehepaar, aber 976 DM mehr als das entsprechende Arbeiterehepaar [STATISTISCHES BUNDESAMT (a)].

Insgesamt betrachtet wird die aggregierte Dienstleistungsnachfrage des Haushaltstyps 3 von den hier behandelten sozio-demographischen Faktoren also nur recht wenig beeinflusst - auf jeden Fall weniger als die der Haushaltstypen 1 und 2. Deshalb scheint eine Identifikation der Dienstleistungsnachfragekurve für diesen Haushaltstyp am ehesten möglich zu sein. In der Tat konnte ja nur für den Haushaltstyp 3 eine aus theoretischer Sicht konsistente negative Eigenpreiselastizität der Dienstleistungsnachfrage ermittelt werden.

Festzuhalten bleibt, daß eine Dienstleistungsnachfragefunktion für die Gesamtwirtschaft oder für die Haushaltstypen 1 und 2 wohl kaum zu identifizieren sein wird, weil eine Reihe von sozio-demographischen Faktoren die Lage der Nachfragekurve beeinflusst. Diese exogenen Variablen können aber zum einen aufgrund von theoretischen Überlegungen nicht einfach in den Schätzansatz aufgenommen und zum anderen aufgrund der Datenlage häufig nicht hinreichend quantifiziert werden. Nur anhand der Daten für das Ausgabenverhalten des Haushaltstyps 3 scheint es unter Berücksichtigung der hier diskutierten sozio-demographischen Variablen überhaupt möglich zu sein, das Identifikationsproblem zu lösen. Dieser Haushaltstyp repräsentiert etwa 5 vH aller Haushalte [STATISTISCHES BUNDESAMT (a)]. Es spricht aber im Grunde nichts dagegen, die hier ermittelten Ergebnisse zu verallgemeinern, zumindest solange keine gegenteilige Evidenz produziert werden kann. Schließlich gibt es kein theoretisches Argument dafür, daß sich die Haushaltstypen hinsichtlich ihrer Präferenzen für Dienstleistungen unterscheiden. Von Haushaltstyp zu Haushaltstyp oder von Land zu Land oder über die Zeit hinweg variierende Dienstleistungsausgaben können allein mit unterschiedlichen Budgetrestriktionen erklärt werden, d.h. mit Unterschieden in den Gesamtausgaben (Einkommen) und in den relativen Preisen. Ein Rückgriff auf unterschiedliche Präferenzen ist dafür nicht erforderlich. Um den Befund für den Haushaltstyp 3 weiter zu erhärten, soll deshalb im folgenden Abschnitt geprüft werden, wie sich die Einführung verschie-

dener Restriktionen auf die Qualität der Schätzergebnisse für diesen Haushaltstyp auswirkt.

5.4 Restringierte Schätzungen für den Haushaltstyp 3

Um zu überprüfen, wie sensibel die bisherigen Schätzergebnisse für den Haushaltstyp 3 (vgl. Tabelle 5.2) im Hinblick auf alternative Spezifikationen sind, wurden nacheinander eine Reihe von Restriktionen in den ursprünglichen Schätzansatz (5.1) eingebaut. Dabei interessiert zunächst, ob das bisherige Zeitreihen-Ergebnis einer ausgaben- und preisunelastischen Dienstleistungsnachfrage Bestand hat. Darüber hinaus kann auch getestet werden, ob die in den eingebauten Restriktionen enthaltenen Annahmen die Konfrontation mit den empirischen Daten bestehen, d.h. ob sie anhand der empirischen Daten falsifiziert werden können. Im einzelnen wurde der ursprüngliche Schätzansatz (5.1) schrittweise so verändert,

- (a) daß die kompensierte Kreuzpreiselastizität der Dienstleistungsnachfrage im bezug auf Nahrungsmittel den Wert 0 annahm,
- (b) daß die kompensierte Eigenpreiselastizität der Dienstleistungsnachfrage den Wert $-0,2$ annahm und
- (c) daß die Gültigkeit der Homogenitätsbedingung stets erfüllt war.

Während die Restriktion (c) bei Gültigkeit der Theorie des Haushalts immer erfüllt sein muß, sprechen die empirischen Ergebnisse anderer Studien für die Plausibilität der Restriktionen (a) und (b):

- Die empirischen Ergebnisse in DEATON [1974] und THEIL, CLEMENTS [1987] deuten z.B. darauf hin, daß die Kreuzpreiselastizität vieler Dienstleistungsausgaben in bezug

auf Nahrungsmittel recht nahe bei 0 zu liegen scheint.

- Für die unkompenzierte Eigenpreiselastizität der Dienstleistungsnachfrage gilt ein Wert im Bereich von -0,6 als plausibel [INMAN, 1985]. Empirische Ergebnisse, die diesen Wert für eine aggregierte Dienstleistungsnachfrage in etwa bestätigen, befinden sich z.B. in KRAVIS, HESTON, SUMMERS [1983], SUMMERS [1985] und SUMMERS, HESTON [1988]; HOUTHAKKER, TAYLOR [1966] und LLUCH, POWELL, WILLIAMS [1977] ermitteln für eine Reihe von Dienstleistungsausgaben generell eine preisunelastische Nachfrage. Den Zusammenhang zwischen der unkompenzierten (u_{ss}) und der kompenzierten (ϵ_{ss}) Eigenpreiselastizität beschreibt

$$(5.10) \quad \epsilon_{ss} = u_{ss} + w_s \eta_s$$

Bei einem durchschnittlichen Ausgabenanteil (w_s) von 40 vH und einer Ausgabenelastizität (η_s) von 1 erhält man für $u_{ss} = -0,6$ die kompenzierte Eigenpreiselastizität als $\epsilon_{ss} = -0,2$, die hier als Restriktion in die Schätzugleichung aufgenommen wurde.¹

Über die Plausibilität der letzten beiden Restriktionen läßt sich sicherlich streiten. Einschränkend muß dazu nämlich angemerkt werden, daß eine Ausgabenelastizität der Dienstleistungsnachfrage von 1 für den hier diskutierten 3-Güter-Fall bei der gegebenen empirischen Evidenz für die Kreuzpreiselastizität der Dienstleistungsnachfrage in bezug auf Nahrungsmittel aufgrund der Homogenitätsbedingung (vgl. Kapitel 2) impliziert, daß die unkompenzierte Eigenpreiselastizität dem Betrag nach ebenfalls nicht viel kleiner als 1 sein kann. Deshalb macht es streng genommen wenig Sinn, gleichzeitig für $\eta_s = 1$ und für $u_{ss} = -0,6$ anzunehmen, woraus dann

¹ Für den Grenzfall einer Ausgabenelastizität von $\eta_s = 0$ erhält man $\epsilon_{ss} = u_{ss}$; vgl. dazu auch die Schätzung in Tabelle 5.4 weiter unten.

$\epsilon_{ss} = -0,2$ folgt. Hier geht es zunächst aber lediglich darum, die Stabilität der Schätzergebnisse zu untersuchen, wobei die Annahme einer Ausgabenelastizität von 1 als ein empirischer Mittelwert der bisherigen Zeitreihen- und Querschnittsergebnisse gerechtfertigt werden könnte. Ob diese Annahme die Konfrontation mit dem empirischen Daten besteht, wird daran anschließend ebenso wie die Gültigkeit der Homogenitätsbedingung in einem gesonderten Testverfahren überprüft.

Im einzelnen wurden die Restriktionen (a), (b) und (c) wie folgt in den Schätzansatz eingebaut:

(a) Die Bestimmungsgleichung (5.4) für die Kreuzpreiselastizität der Dienstleistungsnachfrage in bezug auf den Nahrungsmittelpreis kann nach dem Parameter des Nahrungsmittelpreises aufgelöst werden als

$$(5.11) \gamma_{sf} = (\epsilon_{sf} - w_f) w_s.$$

Daraus folgt für $\epsilon_{sf} = 0$ und die durchschnittlichen Ausgabenanteile \bar{w}_s und \bar{w}_f der restringierte Parameter des Nahrungsmittelpreises als

$$(5.12) \hat{\gamma}_{sf} = (-\bar{w}_f) \bar{w}_s.$$

Der Schätzansatz für die auf 0 restringierte Kreuzpreiselastizität der Dienstleistungsnachfrage in bezug auf Nahrungsmittel lautet somit

$$(5.13) w_s - \hat{\gamma}_{sf} \log p_f = \alpha + \beta_s \log(x/P) + \gamma_{ss} \log p_s + \gamma_{sg} \log p_g,$$

wobei die linke Seite von Gleichung (5.13) die neu zu berechnende endogene Variable darstellt.

(b) Die Bestimmungsgleichung (5.3) für die Eigenpreiselastizität der Dienstleistungsnachfrage kann nach dem Parame-

ter des Dienstleistungspreises aufgelöst werden als

$$(5.14) \quad \gamma_{ss} = (\epsilon_{ss} - w_s + 1) w_s.$$

Daraus folgt für $\epsilon_{ss} = -0,2$ und den durchschnittlichen Ausgabenanteil \bar{w}_s der restringierte Parameter des Dienstleistungspreises als

$$(5.15) \quad \hat{\gamma}_{ss} = (0,8 - \bar{w}_s) \bar{w}_s.$$

Der Schätzansatz für die auf $-0,2$ restringierte Eigenpreiselastizität der Dienstleistungsnachfrage lautet somit

$$(5.16) \quad w_s - \hat{\gamma}_{ss} \log p_s = \alpha + \beta_s \log(x/P) + \gamma_{sf} \log p_f + \gamma_{sg} \log p_g,$$

wobei die linke Seite der Schätzugleichung (5.16) wiederum die neu zu berechnende endogene Variable darstellt.

- (c) Die Homogenitätsbedingung fordert, daß für jedes nachgefragte Gut die Summe aus den unkompenzierten Eigen- und Kreuzpreiselastizitäten dem Betrag nach der Ausgabenelastizität entsprechen muß. Für die Dienstleistungsnachfrage gilt somit

$$(5.17) \quad \left| \sum_j u_{sj} \right| = \eta_s \quad \text{bzw.} \quad \sum_j u_{sj} + \eta_s = 0.$$

Aus Gleichung (5.10) und Gleichung (5.17) erhält man

$$(5.18) \quad \sum_j u_{sj} = \sum_j \epsilon_{sj} - \sum_j w_j \eta_s.$$

Daraus folgt mit $\sum_j w_j = 1$ (adding-up Bedingung)

$$(5.19) \quad \sum_j \epsilon_{sj} = 0$$

Eine Nachfragefunktion vom Typ der Schätzgleichung (5.1) erfüllt die Homogenitätsbedingung $\sum_j \epsilon_{sj} = 0$ immer dann, wenn

$$(5.20) \quad \sum_j \gamma_{sj} = 0$$

gilt. Dieses Ergebnis folgt aus den Gleichungen (5.3), (5.4) und (5.5), da

$$(5.21) \quad \sum_j \epsilon_{sj} = 1/w_s \sum_j \gamma_{sj} + \sum_j W_j - 1 = 0$$

nur unter der Bedingung gilt, daß $\sum_j \gamma_{sj} = 0$ ist, was zu zeigen war. Mit der Restriktion (5.20) verändert sich die ursprüngliche Schätzgleichung (5.1) zu [DEATON, MUELLBAUER, 1980 a]:

$$(5.22) \quad w_s = \alpha + \beta_s \log(x/P) + \gamma_1 \log\left(\frac{p_s}{p_g}\right) + \gamma_2 \log\left(\frac{p_s}{p_g}\right)$$

$$\begin{aligned} \text{mit } \gamma_1 &= \gamma_{ss} \\ \gamma_2 &= \gamma_{sf} \\ \gamma_{sg} &= -(\gamma_1 + \gamma_2), \end{aligned}$$

so daß $\sum_j \gamma_{sj} = 0$ immer erfüllt ist.

Tabelle 5.3 enthält die Ergebnisse der restringierten Schätzungen in zusammengefaßter Form. Die Restriktion der Kreuzpreiselastizität auf 0 und die der Eigenpreiselastizität auf -0,2 ändert demnach nichts am Befund einer ausgabenunelastischen Dienstleistungsnachfrage, wobei für die Schätzgleichung 2 der starke Rückgang des \bar{R}^2 gegenüber der unrestringierten Schätzung (vgl. Tabelle 5.2) ins Auge fällt. Die Einführung der Homogenitätsbedingung hat demgegenüber zur Folge, daß die Ausgabenelastizität sich deutlich erhöht; statistisch gesehen ist sie danach nicht mehr von 1 ver-

Tabelle 5.3 - Ausgaben- und Preiselastizitäten der Dienstleistungsnachfrage unter verschiedenen Restriktionen, Haushaltstyp 3 1964-86 (a)

Restriktion der Schätzgleichung	η_s	ϵ_{ss}	ϵ_{sf}	ϵ_{sg}	\bar{R}^2	F-Wert	D.W.
1. $\epsilon_{sf} = 0$	0,191*	-0,385	---	1,099*	0,97	204,84	1,87
2. $\epsilon_{ss} = -0,2$	0,166*	---	0,114	0,813	0,34	4,84	1,86
3. $\sum_j \gamma_{sj} = 0$	0,912	-0,265	-2,032*	2,297	0,88	55,50	1,43

η_s : Ausgabenelastizität der Dienstleistungsnachfrage.

ϵ_s : kompensierte Eigenpreiselastizität der Dienstleistungsnachfrage.

ϵ_{ss} : kompensierte Kreuzpreiselastizität der Dienstleistungsnachfrage in bezug auf Nahrungsmittel.

ϵ_{sg} : kompensierte Kreuzpreiselastizität der Dienstleistungsnachfrage in bezug auf Industriegüter.

γ_{sj} : geschätzte Parameter der Preisvariablen.

*basiert auf statistisch signifikanten Koeffizienten der Schätzgleichung (5 vH Irrtumswahrscheinlichkeit).

(a) Schätzergebnisse für Niveaugrößen-Version.

Quelle: Datensatz III.1 und III.3, vgl. Anhang III; eigene Berechnungen.

schieden. Gleichzeitig führt die Einführung der Homogenitätsbedingung aber zu einem starken Rückgang des D.W.-Testwertes. Mit anderen Worten, wenn die Parameter der Schätzgleichung so restringiert werden, daß die Homogenitätsbedingung automatisch erfüllt ist, dann führt dies zu autokorrelierten Residuen.¹ Festzuhalten bleibt somit, daß die bisherigen empirischen Ergebnisse zwar eine gewisse Robustheit zu besitzen scheinen, ohne jedoch die Homogenitätsbedingung erfüllen zu können.

¹ Ein ganz ähnliches Ergebnis erhalten DEATON, MUELLBAUER [1980 a] bei ihrer Analyse der britischen Daten für den Zeitraum 1954-74 für 4 von 8 Ausgabenkategorien, darunter z.B. auch für "Wohnung" sowie für "Transport und Nachrichtenübermittlung", die hier beide zu den Dienstleistungsausgaben gerechnet werden.

Zu fragen ist nun, ob die mit den restringierten Schätzansätzen (5.13), (5.16) und (5.22) verbundenen Hypothesen mit der Wirklichkeit vereinbar sind, so wie sich in den empirischen Daten widerspiegelt. Die Antwort hängt also davon ab, ob man durch einen Vergleich der restringierten mit den unrestringierten Schätzergebnissen falsifizieren kann, daß die Dienstleistungsnachfrage generell preisunelastisch und die Homogenitätsbedingung stets erfüllt ist. Dazu wurde wiederum ein F-Test benutzt (MADDALA, 1977). Danach kann eine Hypothese abgelehnt werden, wenn der nach der Formel

$$(5.23) \quad F = \frac{(RRSS-URSS)/r}{URSS/(n-k-1)}$$

- mit RRSS: restringierte Summe der quadrierten Residuen
- URSS: unrestringierte Summe der quadrierten Residuen
- r: Anzahl der linear unabhängigen Restriktionen
- n-k-1: Anzahl der Freiheitsgrade des nicht restringierten Schätzansatzes

berechnete F-Wert über dem kritischen Wert der F-Verteilung liegt. Verglichen werden bei diesem Test also die quadrierten Residuen der restringierten und die der nicht restringierten Schätzgleichung. Je mehr Restriktionen man einführt, desto größer kann der Unterschied zwischen beiden werden, wobei grundsätzlich gilt, daß $RRSS > URSS$.

Tabelle 5.4 enthält nun neben den bereits diskutierten Restriktionen (a), (b) und (c) noch solche Vorgaben für Preis- und Ausgabenelastizitäten, die sich bei einer Setzung der entsprechenden Parameter der Schätzgleichung - nämlich γ_{ss} , γ_{sf} , γ_{sg} und β_s - auf 0 ergeben. Aus den Gleichungen (5.2), (5.3), (5.4) und (5.5) folgen dann für $\bar{w}_s = 0,4$, $\bar{w}_f = 0,2$ und $\bar{w}_g = 0,4$ die Restriktionen:

- (d) $\eta_s = 1$,
- (e) $\epsilon_{ss} = \bar{w}_s - 1$

$$(f) \quad \epsilon_{sf} = \bar{w}_f = 0,2,$$

$$(g) \quad \epsilon_{sg} = \bar{w}_g = 0,4.$$

Eine solche Vorgehensweise erhält z.B. dann eine gewisse Berechtigung, wenn sich die jeweiligen Parameter als statistisch nicht verschieden von 0 erweisen. Genau dies war ja bei den hier durchgeführten Schätzungen häufig der Fall. Tatsächlich zeigen die Ergebnisse in Tabelle 5.4, daß die Hypothese einer preisunelastischen Dienstleistungsnachfrage nicht falsifiziert werden kann (b, e). Ebenso wenig kann widerlegt werden, daß die Kreuzpreiselastizität der Dienstlei-

Tabelle 5.4 - Die statistische Signifikanz verschiedener Parameter-Restriktionen, Haushaltstyp 3 1964-86

Restriktion	RRSS (a)	F-Wert (b)	Restriktion ablehnen
(a) $\epsilon_{sf} = 0$	$7.412452 \cdot 10^{-4}$	0,03	nein
(b) $\epsilon_{ss} = -0,2$	$7.705759 \cdot 10^{-4}$	0,75	nein
(c) $\sum_j \gamma_{sj} = 0$	$1.534516 \cdot 10^{-3}$	19,33*	ja
(d) $\eta_s = 1$	$1.203672 \cdot 10^{-3}$	11,28*	ja
(e) $\epsilon_{ss} = -0,6$	$7.788101 \cdot 10^{-4}$	0,95	nein
(f) $\epsilon_{sf} = 0,2$	$7.412356 \cdot 10^{-4}$	0,03	nein
(g) $\epsilon_{sg} = 0,4$	$8.010764 \cdot 10^{-4}$	1,49	nein

*statistisch signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH.

$$(a) \text{ URSS} = 7.399184 \cdot 10^{-4}. \quad - \quad (b) \text{ F}^*_{1,18} = 4,41 \text{ (5 vH); } r=1.$$

Quelle: Datensatz III.1 und III.3, vgl. Anhang III; eigene Berechnungen.

stungsnachfrage in bezug auf Nahrungsmittel eher klein ist (a, f) und daß Industriegüter und Dienstleistungen Substitute sind (g). Bestand hat auch das bisherige Ergebnis einer ausgabenunelastischen Dienstleistungsnachfrage, denn die Hypothese einer ausgabenelastischen Nachfrage muß abgelehnt werden (d). Diese für sich genommen recht plausiblen Ergebnisse können aber nur unter Vorbehalt gelten, weil die Homogenitätsbedingung offenbar nicht mit den empirischen Daten zu vereinbaren ist.¹

6. Zusammenfassung

Eine ausgabenelastische Dienstleistungsnachfrage gilt seit den empirischen Arbeiten von KUZNETS [1966] und FUCHS [1968] als eine von mehreren Erklärungen für die relative Expansion der Dienstleistungsbeschäftigung, die seit dem II. Weltkrieg praktisch in allen entwickelten Volkswirtschaften zu beobachten ist. Die in diesem Beitrag zusammengefaßte empirische Evidenz für die Bundesrepublik Deutschland deutet eher darauf hin, daß die Dienstleistungsnachfrage ausgabenunelastisch reagiert, die Nachfragehypothese also verworfen werden muß. Bestätigt werden konnte dagegen die Hypothese einer preisunelastischen Dienstleistungsnachfrage.

Die Querschnittsanalyse hat zunächst gezeigt, daß neben den Gesamtausgaben und den relativen Preisen verschiedene sozio-demographische Faktoren wie etwa das Alter des Haus-

¹ BEWLEY, ELLIOT [1989] weisen darauf hin, daß auch bei einer korrekten Modellspezifikation und einem ausreichend großen Datensatz verzerrte Standardfehler auftreten können, wenn Regressionen mit nicht-stationären Variablen durchgeführt werden. Sie zeigen, daß die häufig benutzte 1. Differenzen Schätzung nicht zu befriedigenden Ergebnissen führt. Sie entwickeln stattdessen einen alternativen Schätzansatz und erhalten damit statistisch signifikante Preiselastizitäten, die zudem die Homogenitätsbedingung erfüllen. Allerdings weichen die mit diesen Ansätzen geschätzten Elastizitäten deutlich von den mit alternativen Ansätzen ermittelten ab.

haltsvorstands, die Haushaltsgröße, die Kinderzahl pro Haushalt oder die soziale Stellung des Haushaltsvorstands die Dienstleistungsnachfrage beeinflussen. Diese Faktoren müssen bei der Zeitreihenanalyse also kontrolliert werden, wenn man unverzerrte Ergebnisse erhalten will. Wenig befriedigende Schätzergebnisse für die Zeitreihenanalyse erbrachte ein Verfahren, bei dem die Querschnitts-Ausgabenelastizitäten für verschiedene Haushaltstypen als a priori Information genutzt wurden. Aber auch weitgehend restriktionsfreie Schätzansätze lieferten keine überzeugenden Resultate. Im krassen Gegensatz zur Vorhersage der Theorie des Haushalts steht dabei die positive (kompensierte) Eigenpreiselastizität der Dienstleistungsnachfrage, die für zwei von drei Haushaltstypen sowie für die Gesamtwirtschaft ermittelt wurde. Dieser Befund deutet darauf hin, daß hier das klassische Identifikationsproblem der Nachfrageanalyse vorliegt. Geschätzt worden wäre in diesen Fällen dann nicht eine Nachfrage-, sondern eine Angebotsfunktion. Dabei scheint die wesentliche Ursache für die Nicht-Identifikation darin begründet zu sein, daß die genannten sozio-demographischen Variablen die Dienstleistungsnachfrage stärker als das Dienstleistungsangebot beeinflussen. Anhand des verfügbaren empirischen Materials können sie aber nicht hinreichend quantifiziert werden. Wie eine ausführliche Diskussion der benutzten Datensätze zeigt, scheint das Identifikationsproblem nur für einen ganz bestimmten Haushaltstyp (Ehepaar mit Kindern mit höherem Einkommen) überhaupt lösbar zu sein. Im Ergebnis erhält man für diesen Haushaltstyp anhand der Zeitreihenanalyse eine preis- und ausgabenunelastische Dienstleistungsnachfrage.

Dieses Resultat steht unter dem Vorbehalt, daß anhand der Querschnittsanalyse gerade für den Haushaltstyp Ehepaar mit Kindern eine ausgabenelastische Dienstleistungsnachfrage ermittelt wurde. Ob die Querschnittsergebnisse allerdings Bestand haben, wenn man auch opportunitätskosten-relevante Variablen in die Analyse einbezieht wie etwa die relativen

Frauenverdienste, die die Erwerbstätigkeit der Frau und damit auch die Dienstleistungsnachfrage des Haushalts beeinflussen, kann bezweifelt werden. Solange diese Hypothese aufgrund der Datenlage nicht zu überprüfen ist, besteht jedenfalls der begründete Verdacht, daß die Ausgabenelastizität für den Haushaltstyp Ehepaar mit Kindern bei der Querschnittsanalyse überschätzt wurde.

Festzuhalten bleibt, daß in diesem Beitrag Ausgaben- und Preiselastizitäten der Dienstleistungsnachfrage ermittelt werden konnten, die zusammengenommen zumindest in etwa im Bereich dessen liegen, was man aufgrund der Homogenitätsbedingung der Nachfragetheorie für die hier gewählte Aggregationsstufe erwarten würde. Allerdings sind die Ergebnisse nicht so gut, daß die Gültigkeit der Homogenitätsbedingung aufgrund eines statistischen Tests nicht verworfen werden müßte. Sie sind aber immerhin näher an der theoretischen Vorhersage für eine 3-Güter-Welt mit Nahrungsmitteln, Industriegütern und Dienstleistungen als der Befund einer einerseits ausgabenelastischen und andererseits preisunelastischen Dienstleistungsnachfrage, der in der wirtschaftswissenschaftlichen Literatur nach wie vor als plausibel gilt.

Anhang I - Statistische Quellen

1. Querschnittsausgaben

Heft 5 der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1983 des STATISTISCHEN BUNDESAMTS [a] enthält Aufwendungen privater Haushalte für den Privaten Verbrauch, die auf einer mittels der Ergebnisse des Mikrozensus hochgerechneten Stichprobe von 44 507 Haushalten beruhen. Aus diesen Angaben wurden hier 4 Datensätze konstruiert, deren genaue Zusammensetzung Anhang II zu entnehmen ist. Die Datensätze enthalten für verschiedene Haushaltstypen

- die jeweilige Einkommensklasse,
- die Anzahl der (hochgerechneten) Haushalte pro Einkommensklasse,
- die Dienstleistungsausgaben und
- die Gesamtausgaben für den Privaten Verbrauch.

Die Haushaltstypen unterscheiden sich durch ihre Größe und ihre Zusammensetzung sowie durch sozio-demographische Merkmale der Bezugsperson. Wenn man nur diejenigen Haushaltstypen in die Datensätze aufnehmen würde, für die alle hier als Dienstleistung definierten Ausgabenarten (vgl. Tabelle 3.1) vollständig dokumentiert sind, verringerte sich der Stichprobenumfang erheblich. Deshalb wurde hier bei der Konstruktion der Datensätze nach folgenden Kriterien verfahren:

- Für die Datensätze 1, 2 und 3 sind für jede Einkommensklasse nur solche Haushaltstypen berücksichtigt worden, bei denen mindestens 100000 hochgerechnete Beobachtungen vorlagen und gleichzeitig höchstens für 3 Dienstleistungsausgabenarten keine Angaben vorhanden waren, oder solche, bei denen höchstens 1 Dienstleistungsausgabenart nicht dokumentiert war.

- Für die Aufnahme in den Datensatz 4 wurden nur solche Haushaltstypen berücksichtigt, bei denen mindestens 100000 hochgerechnete Beobachtungen vorlagen und gleichzeitig höchstens für 4 Dienstleistungsausgabenarten keine Angaben vorhanden waren, oder solche, bei denen höchstens 3 Dienstleistungsausgabenarten nicht dokumentiert waren.

Datenlücken für einzelne Dienstleistungsausgaben wurden anhand von Überkreuzvergleichen für ähnliche Haushaltstypen und unter Berücksichtigung von Konsistenztests durch eigene Schätzungen aufgefüllt. Insgesamt betrachtet wird die Analyse durch diese Vorgehensweise auf gesamtwirtschaftlich bedeutende Haushaltstypen begrenzt und gleichzeitig sichergestellt, daß nur statistisch weitgehend gesicherte Angaben für Dienstleistungsausgaben verwendet werden.

2. Längsschnittdaten für Haushaltstypen

Die Längsschnittdaten für Verbrauchsausgaben für drei verschiedene Haushaltstypen stammen aus STATISTISCHES BUNDESAMT [b]. Aus diesen Angaben wurden hier Zeitreihen für Nahrungsmittel-, für Industriegüter- und für Dienstleistungsausgaben sowie für die Gesamtausgaben für den Privaten Verbrauch konstruiert, die als Datensatz 1 in Anhang III dokumentiert sind. Die Dienstleistungsausgaben sind nach Maßgabe des Klassifikationsschemas (Tabelle 3.1) ermittelt worden. Zu den Nahrungsmittelausgaben gehören die Ausgaben für Nahrungs- und Genußmittel ohne die Ausgaben für den Verzehr in Gaststätten. Die Ausgaben für Industriegüter wurden als Restgröße berechnet. Dabei wurden insgesamt folgende Jahreshefte benutzt:

- Heft 1968 für den Zeitraum 1962-63,
- Heft 1976 für den Zeitraum 1971-74,
- Heft 1980 für den Zeitraum 1975-79,

- Heft 1985 für den Zeitraum 1980-85,
- Heft 1986 für das Jahr 1986.

Fehlende Angaben für einzelne Dienstleistungsausgaben, insbesondere für das Jahr 1986, wurden unter Berücksichtigung der Kompatibilität mit den Gesamtausgaben durch eigene Schätzungen ersetzt.

3. Längsschnittausgaben für die Gesamtwirtschaft

Der Datensatz mit den gesamtwirtschaftlichen Ausgaben für Nahrungsmittel, Industriegüter und Dienstleistungen sowie den gesamtwirtschaftlichen Ausgaben für den Privaten Verbrauch umfaßt den Zeitraum 1960-86. Er ist als Datensatz 2 im Anhang III dokumentiert. Die Angaben für die Verbrauchsausgaben für den Zeitraum 1960-85 stammen aus DÖHRN [1987], diejenigen für das Jahr 1986 aus DÖHRN [1988]. Die Dienstleistungsausgaben sind nach Maßgabe des Klassifikationsschemas (vgl. Tabelle 3.1) konstruiert worden. Zu den Ausgaben für Nahrungsmittel gehören die Ausgaben für Nahrungs- und Genußmittel ohne den Verzehr in Gaststätten. Die Industriegüterausgaben wurden als Restgröße ermittelt. In den Gesamtausgaben für den Privaten Verbrauch ist der Eigenverbrauch der Privaten Organisationen ohne Erwerbszweck - im Gegensatz zu DÖHRN [1987, 1988] - nicht enthalten, um die Kompatibilität mit den anderen hier benutzten Statistiken zu gewährleisten. Nach der Abgrenzung des Statistischen Bundesamtes handelt es sich bei diesem Posten somit um die Käufe der privaten Haushalte im Inland. Die Angaben für die Bevölkerungszahl stammen aus STATISTISCHES BUNDESAMT [d].

4. Preisindizes

Die Angaben zur Berechnung der Preisindizes stammen aus STATISTISCHES BUNDESAMT [c]. Für die hier konstruierten Zeit-

reihen, die als Datensatz 3 im Anhang III dokumentiert sind, wurden folgende Jahreshefte benutzt:

- Heft 1968 für den Zeitraum 1962-67,
- Heft 1978 für den Zeitraum 1968-78,
- Heft 1983 für den Zeitraum 1979-83,
- Heft 1986 für den Zeitraum 1984-86.

Alle Preisindizes wurden mit festen Gewichten berechnet. Dabei wurde so vorgegangen, daß zunächst mit Hilfe der Verkettungsfaktoren für jede Dienstleistungskategorie ein Preisindex für den gesamten Zeitraum 1962 - 1986 auf Basis von 1962 = 100 berechnet wurde. Dieser Preisindex wurde dann umbasiert auf 1980 = 100 und mit den Gewichten auf der Basis von 1976 = 100 zu einem Dienstleistungspreisindex aggregiert. Die Abgrenzung der einzelnen Preisindizes orientierte sich an den bei den Längsschnittausgaben benutzten Definitionen (für Dienstleistungen vgl. Tabelle 3.1). Lücken im Datenmaterial, insbesondere für die Jahre 1960 und 1961, wurden mit Hilfe der Angaben in DÖHRN [1987] sowie durch eigene Schätzungen aufgefüllt.

Anhang II - Querschnittsdaten

Datensatz II.1 - Haushalte nach Personenzahl

Haushaltsnettoeinkommen von ... bis unter ... [DM/Monat]	Anzahl der Personen	Anzahl der hochgerech. Haushalte [in 1000]	Privater Verbrauch insgesamt [log DM]	darunter: Dienstleistungsausgaben [vH]
Unter 800	1	545	2.8726	51.09
800-1000	1	796	2.9566	50.61
1000-1200	1	775	3.0263	49.94
1200-1400	1	824	3.0755	48.86
	2	194	3.1051	44.52
1400-1600	1	791	3.1198	49.03
	2	256	3.1670	44.24
1600-1800	1	726	3.1732	47.82
	2	356	3.2072	44.27
1800-2000	1	666	3.2088	47.88
	2	396	3.2483	43.38
2000-2200	1	519	3.2360	48.91
	2	449	3.2809	42.10
	3	109	3.3089	37.69
2200-2500	1	530	3.2875	47.51
	2	678	3.3224	41.46
	3	239	3.3526	36.96
	4	109	3.3418	38.37
2500-3000	1	517	3.3365	48.07
	2	1061	3.3759	41.10
	3	509	3.3982	37.54
	4	339	3.4030	36.72
3000-3500	1	313	3.3917	46.55
	2	918	3.4292	39.69
	3	534	3.4526	37.12
	4	386	3.4595	37.38
3500-4000	1	157	3.4474	49.24
	2	731	3.4833	39.63
	3	566	3.4884	37.66
	4	415	3.5038	37.78
4000-4500	1	98	3.4618	50.06
	2	579	3.5106	40.40
	3	477	3.5321	38.05
	4	377	3.5414	37.33
4500-5000	2	376	3.5466	41.37
	3	392	3.5643	37.73
	4	355	3.5760	38.48
5000-10000	2	920	3.6233	43.03
	3	1016	3.6399	40.27
	4	1047	3.6576	40.20
10000-25000	2	73	3.8080	44.60
	3	47	3.8084	41.35
	4	84	3.8136	40.79

Quelle: Statistisches Bundesamt (a); eigene Berechnungen.

Datensatz II.2 - Haushalte nach Familienstruktur

Haushaltsnettoein- kommen von ... bis unter ... [DM/Monat]	Familienstruktur	Anzahl der hochgerech. Haushalte [in 1000]	Privater Verbrauch: insgesamt [log DM]	darunter: Dienstleistungs- ausgaben [vH]
800-1000	Frau allein	612	2.9465	51.24
1000-1200	Frau allein	631	3.0148	50.59
1200-1400	Frau allein	672	3.0745	48.83
	Mann allein	152	3.0799	48.99
1400-1600	Frau allein	633	3.1190	49.31
	Mann allein	158	3.1228	47.62
1600-1800	Frau allein	533	3.1702	47.17
	Mann allein	193	3.1014	49.47
1800-2000	Frau allein	473	3.2147	47.92
	Mann allein	192	3.1936	47.79
2000-2200	Frau allein	352	3.2429	49.39
	Mann allein	166	3.2210	47.85
2200-2500	Frau allein	358	3.2909	48.34
	Mann allein	172	3.2802	45.73
	Elternteil, 1 Kind	74	3.3499	43.64
2500-3000	Frau allein	337	3.3336	49.42
	Mann allein	180	3.3418	45.58
	Elternteil, 1 Kind	85	3.3969	44.87
3000-3500	Frau allein	193	3.3904	48.47
	Mann allein	120	3.3937	43.48
	Elternteil, 1 Kind	69	3.4395	42.39
3500-4000	Frau allein	82	3.4559	48.69
	Mann allein	75	3.4381	49.87
	Elternteil, 1 Kind	45	3.4771	42.43
Unter 1600	Ehepaar ohne Kinder	416	3.1137	43.07
1600-1800	Ehepaar ohne Kinder	267	3.1972	44.36
1800-2000	Ehepaar ohne Kinder	330	3.2426	43.58
2000-2200	Ehepaar ohne Kinder	373	3.2738	42.29
2200-2500	Ehepaar ohne Kinder	567	3.3184	41.25
	Ehepaar, 1 Kind	207	3.3543	36.34
	Ehepaar, 2 Kinder	99	3.3439	38.19
2500-3000	Ehepaar ohne Kinder	904	3.3730	40.81
	Ehepaar, 1 Kind	454	3.3999	37.30
	Ehepaar, 2 Kinder	325	3.4015	36.66
3000-3500	Ehepaar ohne Kinder	756	3.4289	39.63
	Ehepaar, 1 Kind	484	3.4510	36.84
	Ehepaar, 2 Kinder	364	3.4608	37.21
	Ehepaar, 3 Kinder	104	3.4517	35.46
3500-4000	Ehepaar ohne Kinder	612	3.4834	39.58
	Ehepaar, 1 Kind	506	3.4896	37.56
	Ehepaar, 2 Kinder	389	3.5031	37.82
	Ehepaar, 3 Kinder	125	3.5010	37.26
4000-4500	Ehepaar ohne Kinder	502	3.5117	40.39
	Ehepaar, 1 Kind	436	3.5328	37.92
	Ehepaar, 2 Kinder	352	3.5427	37.38
	Ehepaar, 3 Kinder	112	3.5441	38.01
4500-5000	Ehepaar ohne Kinder	326	3.5461	41.84
	Ehepaar, 1 Kind	365	3.5668	37.41
	Ehepaar, 2 Kinder	334	3.5757	38.70
	Ehepaar, 3 Kinder	111	3.5776	37.43
5000-10000	Ehepaar ohne Kinder	822	3.6233	42.93
	Ehepaar, 1 Kind	921	3.6409	40.15
	Ehepaar, 2 Kinder	985	3.6584	40.23
	Ehepaar, 3 Kinder	401	3.6760	38.78

Quelle: Statistisches Bundesamt [a]; eigene Berechnungen.

Datensatz II.3 - Haushalte nach Familienstruktur und sozialer Stellung des Haushaltsvorstands

Haushaltsnettoein- kommen von ... bis unter ... [DM/Monat]	Soziale Stellung des Haushaltsvorstands	Familienstruktur	Anzahl der hochgerech. Haushalte (in 1000)	Privater Verbrauch insgesamt [log DM]	darunter: Dienstleistungs- ausgaben (vH)
5000-10000	Selbständiger	Ehepaar ohne Kind	113	3.6232	45.91
	Selbständiger	Ehepaar, 1 Kind	150	3.6298	41.25
	Selbständiger	Ehepaar, 2 Kinder	144	3.6370	41.68
	Selbständiger	Ehepaar, 3 Kinder	55	3.6950	39.12
10000-25000	Selbständiger	Ehepaar, 2 Kinder	45	3.7894	40.19
3000-3500	Beamter	Frau allein	26	3.4021	47.25
2500-3000	Beamter	Ehepaar, 1 Kind	33	3.4207	37.91
	Beamter	Ehepaar, 2 Kinder	21	3.4189	36.97
3000-3500	Beamter	Ehepaar ohne Kind	34	3.4438	36.47
	Beamter	Ehepaar, 1 Kind	43	3.4716	38.62
	Beamter	Ehepaar, 2 Kinder	36	3.4774	38.90
3500-4000	Beamter	Ehepaar ohne Kind	43	3.5096	39.30
	Beamter	Ehepaar, 1 Kind	46	3.5193	39.49
	Beamter	Ehepaar, 2 Kinder	47	3.5129	40.09
4000-4500	Beamter	Ehepaar ohne Kind	40	3.5126	39.48
	Beamter	Ehepaar, 1 Kind	57	3.5434	39.97
	Beamter	Ehepaar, 2 Kinder	51	3.5581	40.95
4500-5000	Beamter	Ehepaar ohne Kind	39	3.5694	41.36
	Beamter	Ehepaar, 1 Kind	44	3.5657	40.64
	Beamter	Ehepaar, 2 Kinder	53	3.5893	42.20
	Beamter	Ehepaar, 3 Kinder	15	3.5917	41.80
5000-25000	Beamter	Ehepaar ohne Kind	114	3.6486	42.95
	Beamter	Ehepaar, 1 Kind	123	3.6613	43.06
	Beamter	Ehepaar, 2 Kinder	183	3.6879	43.74
	Beamter	Ehepaar, 3 Kinder	71	3.6967	44.80
Unter 2000	Angestellter	Frau allein	402	3.1824	43.98
2000-2200	Angestellter	Frau allein	95	3.2817	44.84
2200-2500	Angestellter	Frau allein	109	3.3099	45.22
2500-3000	Angestellter	Frau allein	108	3.3641	47.10
3000-3500	Angestellter	Frau allein	71	3.3912	45.52
3500-4000	Angestellter	Frau allein	30	3.4778	44.51
2500-3000	Angestellter	Ehepaar ohne Kind	76	3.3925	38.65
	Angestellter	Ehepaar, 1 Kind	99	3.4075	36.68
	Angestellter	Ehepaar, 2 Kinder	67	3.4226	37.37
3000-3500	Angestellter	Ehepaar ohne Kind	83	3.4563	35.44
	Angestellter	Ehepaar, 1 Kind	107	3.4669	35.77
	Angestellter	Ehepaar, 2 Kinder	87	3.4725	37.61
3500-4000	Angestellter	Ehepaar ohne Kind	113	3.4957	37.20
	Angestellter	Ehepaar, 1 Kind	125	3.4925	37.34
	Angestellter	Ehepaar, 2 Kinder	112	3.5155	37.26
	Angestellter	Ehepaar, 3 Kinder	23	3.5402	36.02
4000-4500	Angestellter	Ehepaar ohne Kind	121	3.5193	37.65
	Angestellter	Ehepaar, 1 Kind	140	3.5300	38.15
	Angestellter	Ehepaar, 2 Kinder	125	3.5418	37.33
	Angestellter	Ehepaar, 3 Kinder	32	3.5532	38.36
4500-5000	Angestellter	Ehepaar ohne Kind	115	3.5457	39.61
	Angestellter	Ehepaar, 1 Kind	137	3.5668	37.77
	Angestellter	Ehepaar, 2 Kinder	122	3.5750	38.62
	Angestellter	Ehepaar, 3 Kinder	32	3.5851	37.89
5000-25000	Angestellter	Ehepaar ohne Kind	354	3.6399	40.04
	Angestellter	Ehepaar, 1 Kind	409	3.6539	39.67
	Angestellter	Ehepaar, 2 Kinder	457	3.6799	40.30
	Angestellter	Ehepaar, 3 Kinder	149	3.6925	39.63
2200-2500	Arbeiter	Ehepaar ohne Kind	113	3.3436	36.30
	Arbeiter	Ehepaar, 1 Kind	111	3.3459	34.65

noch Datensatz II.3 - Haushalte nach Familienstruktur und sozialer Stellung des Haushaltsvorstands

Haushaltsnettoeinkommen von ... bis unter ... (DM/Monat)	Soziale Stellung des Haushaltsvorstands	Familienstruktur	Anzahl der hochgerech. Haushalte (in 1000)	Privater Verbrauch insgesamt (log DM)	darunter: Dienstleistungsausgaben (vH)
2500-3000	Arbeiter	Ehepaar ohne Kind	237	3.3033	36.63
	Arbeiter	Ehepaar, 1 Kind	242	3.3956	36.53
	Arbeiter	Ehepaar, 2 Kinder	205	3.3920	35.79
3000-3500	Arbeiter	Ehepaar ohne Kind	228	3.4191	35.79
	Arbeiter	Ehepaar, 1 Kind	239	3.4408	36.00
	Arbeiter	Ehepaar, 2 Kinder	204	3.4484	36.78
	Arbeiter	Ehepaar, 3 Kinder	72	3.4421	35.81
3500-4000	Arbeiter	Ehepaar ohne Kind	184	3.4864	36.26
	Arbeiter	Ehepaar, 1 Kind	229	3.4779	36.23
	Arbeiter	Ehepaar, 2 Kinder	182	3.4959	37.58
	Arbeiter	Ehepaar, 3 Kinder	69	3.4909	37.63
4000-4500	Arbeiter	Ehepaar ohne Kind	144	3.4975	37.20
	Arbeiter	Ehepaar, 1 Kind	149	3.5331	35.85
	Arbeiter	Ehepaar, 2 Kinder	131	3.5406	35.89
	Arbeiter	Ehepaar, 3 Kinder	50	3.5289	37.36
4500-5000	Arbeiter	Ehepaar ohne Kind	57	3.5360	39.78
	Arbeiter	Ehepaar, 1 Kind	109	3.5662	35.23
	Arbeiter	Ehepaar, 2 Kinder	104	3.5732	36.23
	Arbeiter	Ehepaar, 3 Kinder	48	3.5728	35.36
5000-25000	Arbeiter	Ehepaar ohne Kind	64	3.5658	39.10
	Arbeiter	Ehepaar, 1 Kind	141	3.6121	37.25
	Arbeiter	Ehepaar, 2 Kinder	161	3.6173	35.11
	Arbeiter	Ehepaar, 3 Kinder	97	3.6481	33.10
800-1200	Nichterwerbstätiger	Frau allein	1125	2.9779	50.69
1200-1400	Nichterwerbstätiger	Frau allein	596	3.0671	49.18
1400-1600	Nichterwerbstätiger	Frau allein	499	3.1105	50.93
1600-1800	Nichterwerbstätiger	Frau allein	356	3.1561	49.61
1800-2000	Nichterwerbstätiger	Frau allein	282	3.1997	50.92
2000-2200	Nichterwerbstätiger	Frau allein	213	3.2332	51.68
2200-2500	Nichterwerbstätiger	Frau allein	218	3.2778	50.69
2500-3000	Nichterwerbstätiger	Frau allein	191	3.3097	51.21
3000-3500	Nichterwerbstätiger	Frau allein	75	3.3937	51.14
3500-4000	Nichterwerbstätiger	Frau allein	37	3.4451	51.51
unter 1600	Nichterwerbstätiger	Ehepaar ohne Kind	370	3.1094	43.58
1600-1800	Nichterwerbstätiger	Ehepaar ohne Kind	243	3.1924	44.92
1800-2000	Nichterwerbstätiger	Ehepaar ohne Kind	269	3.2423	43.88
2000-2200	Nichterwerbstätiger	Ehepaar ohne Kind	296	3.2712	42.64
2200-2500	Nichterwerbstätiger	Ehepaar ohne Kind	401	3.3067	42.92
2500-3000	Nichterwerbstätiger	Ehepaar ohne Kind	512	3.3608	43.29
	Nichterwerbstätiger	Ehepaar, 1 Kind	57	3.3897	39.20
3000-3500	Nichterwerbstätiger	Ehepaar ohne Kind	378	3.4278	42.82
	Nichterwerbstätiger	Ehepaar, 1 Kind	55	3.4579	38.66
3500-4000	Nichterwerbstätiger	Ehepaar ohne Kind	238	3.4773	42.89
	Nichterwerbstätiger	Ehepaar, 1 Kind	65	3.5032	40.16
4000-4500	Nichterwerbstätiger	Ehepaar ohne Kind	169	3.5205	44.72
	Nichterwerbstätiger	Ehepaar, 1 Kind	54	3.5394	39.96
4500-5000	Nichterwerbstätiger	Ehepaar ohne Kind	91	3.5521	45.61
	Nichterwerbstätiger	Ehepaar, 1 Kind	39	3.5734	38.80
5000-25000	Nichterwerbstätiger	Ehepaar ohne Kind	189	3.6272	48.16
	Nichterwerbstätiger	Ehepaar, 1 Kind	100	3.6715	41.29
	Nichterwerbstätiger	Ehepaar, 2 Kinder	45	3.6795	39.98

Quelle: Statistisches Bundesamt (a); eigene Berechnungen.

Datensatz II.4 - Haushalte nach Altersgruppen

Haushaltsnettoeinkommen von ... bis unter ... [DM/Monat]	Alter des Haushaltsvorstands von ... bis unter ... Jahren	Anzahl der hochgerech. Haushalte [in 1000]	Privater Verbrauch insgesamt [log DM]	darunter: Dienstleistungsausgaben [vH]
1400-1600	25-35	122	3.1949	43.20
	55-65	177	3.1423	46.54
1600-1800	70 und mehr	488	3.0963	50.91
	25-35	173	3.2255	43.55
	55-65	202	3.2180	44.50
1800-2000	65-70	103	3.1881	46.40
	70 und mehr	448	3.1535	49.49
	25-35	201	3.2596	42.52
	35-45	112	3.2505	45.17
2000-2200	45-55	111	3.2457	44.24
	55-65	221	3.2257	44.75
	70 und mehr	385	3.2032	48.52
	25-35	197	3.2851	41.18
	35-45	101	3.2972	42.69
2200-2500	45-55	113	3.2657	44.82
	55-65	228	3.2644	42.61
	65-70	105	3.2955	43.82
	70 und mehr	333	3.2222	49.55
	25-35	286	3.3430	39.43
	35-45	188	3.3422	41.05
2500-3000	45-55	202	3.3286	41.24
	55-65	328	3.3189	41.18
	65-70	138	3.3109	44.75
	70 und mehr	384	3.2719	47.60
	25-35	556	3.3999	37.73
	35-45	391	3.4019	38.98
	45-55	360	3.3851	39.72
3000-3500	55-65	552	3.3728	41.26
	65-70	168	3.3645	44.56
	70 und mehr	416	3.3252	47.82
	25-35	501	3.4442	37.69
	35-45	463	3.4508	37.81
	45-55	459	3.4431	38.22
	55-65	422	3.4348	39.22
	65-70	140	3.4262	43.18
3500-4000	70 und mehr	256	3.3868	47.13
	25-35	432	3.4881	37.57
	35-45	510	3.5046	38.15
	45-55	457	3.4942	38.45
	55-65	333	3.4795	38.92
	65-70	94	3.4821	42.77
	70 und mehr	181	3.4403	47.49
	25-35	327	3.5188	38.07
	35-45	468	3.5355	38.45
4000-4500	45-55	426	3.5322	37.77
	55-65	209	3.5160	39.17
	65-70	61	3.5342	44.52
	70 und mehr	138	3.4886	47.49
	25-35	232	3.5509	38.94
	35-45	435	3.5702	38.64
	45-55	347	3.5746	37.53
	55-65	214	3.5522	39.76
	65-70	46	3.5649	43.05
	70 und mehr	69	3.5241	46.43
5000-10000	25-35	419	3.6041	40.19
	35-45	1205	3.6492	40.42
	45-55	1184	3.6631	39.16
	55-65	636	3.6482	41.06
	65-70	115	3.6495	44.60
10000-25000	70 und mehr	195	3.6103	50.80
	35-45	78	3.8007	41.12
	45-55	89	3.8192	39.65
	55-65	72	3.7916	44.10

Quelle: Statistisches Bundesamt [a]; eigene Berechnungen.

Anhang III - Längsschnittdaten

Datenatz III.1 - Längsschnittdaten für Haushaltstypen

[Log D]	Haushaltstyp 1				Haushaltstyp 2				Haushaltstyp 3			
	Privater Verbrauch/davon:				Privater Verbrauch/davon:				Privater Verbrauch/davon:			
	insgesamt, in Preisen von 190	Industriegüter- ausgaben, in jew. Preisen	Dienstleistungs- ausgaben, in jew. Preisen	insgesamt, in Preisen von 190	Industriegüter- ausgaben, in jew. Preisen	Dienstleistungs- ausgaben, in jew. Preisen	insgesamt, in Preisen von 190	Industriegüter- ausgaben, in jew. Preisen	Dienstleistungs- ausgaben, in jew. Preisen	insgesamt, in Preisen von 190	Industriegüter- ausgaben, in jew. Preisen	Dienstleistungs- ausgaben, in jew. Preisen
190	2.778	50.79	20.95	3.155	43.71	32.52	21.78	na	na	na	na	
191	2.777	51.07	22.10	3.1478	43.01	33.31	23.68	na	na	na	na	
192	2.809	50.91	23.33	3.1715	41.72	34.97	23.61	na	na	na	na	
193	2.839	48.87	24.50	3.1899	40.57	35.77	23.66	na	na	na	na	
194	2.8438	49.69	21.62	3.2066	39.21	36.04	24.75	3.4672	26.07	39.06	34.87	
195	2.8612	48.99	22.90	3.2218	37.58	36.74	25.68	3.4732	25.22	41.84	32.93	
196	2.8833	47.32	21.90	3.2266	36.77	36.00	27.24	3.4674	24.86	41.04	34.10	
197	2.8830	46.21	22.63	3.2106	37.22	34.54	28.24	3.4611	24.61	40.55	34.85	
198	2.8948	44.95	22.34	3.2094	34.97	35.20	29.83	3.4609	24.66	39.94	35.39	
199	2.9069	43.21	22.69	3.2368	33.29	35.96	30.75	3.4641	23.93	40.58	35.49	
1970	2.9313	41.64	24.21	3.2543	32.32	36.89	30.79	3.4685	22.80	41.40	35.80	
1971	2.9468	41.63	24.51	3.2814	30.73	38.50	30.76	3.5014	22.10	43.07	34.83	
1972	2.9632	40.59	24.92	3.2880	30.11	37.60	32.29	3.5057	21.91	42.40	35.69	
1973	2.9718	39.30	25.38	3.3088	28.40	39.06	32.53	3.5080	21.63	41.38	36.99	
1974	2.9896	37.07	27.10	3.3164	27.71	39.04	33.25	3.5228	20.14	42.36	37.50	
1975	2.9996	36.02	25.71	3.3424	26.21	40.70	33.08	3.5416	19.18	43.71	37.11	
1976	3.0104	36.37	24.91	3.3595	25.97	40.13	33.90	3.5609	18.77	44.12	37.11	
1977	3.0174	35.55	25.02	3.3680	25.20	40.36	34.43	3.5676	18.57	43.46	37.96	
1978	3.0331	34.77	24.89	3.3712	25.39	39.67	34.94	3.5653	18.74	43.02	38.24	
1979	3.0547	32.98	25.80	3.3904	23.97	41.25	34.78	3.5854	17.67	44.26	38.07	
1980	3.0685	30.91	27.04	3.3880	24.21	39.76	36.03	3.5797	17.78	43.32	38.89	
1981	3.0591	31.08	26.75	3.3821	23.69	40.65	35.66	3.5705	17.68	42.75	39.57	
1982	3.0666	30.23	26.35	3.3826	23.29	41.00	35.71	3.5639	17.77	41.80	40.43	
1983	3.0856	29.06	26.86	3.3920	22.42	41.46	36.12	3.5720	17.23	43.14	39.63	
1984	3.0836	29.00	25.89	3.3812	22.37	39.91	37.73	3.5665	17.04	41.21	41.73	
1985	3.0929	27.21	26.04	3.3741	22.07	38.58	39.35	3.5727	16.80	40.39	42.81	
1986	3.1136	26.37	27.51	3.3991	21.09	41.05	37.86	3.5779	16.77	41.90	41.33	

Quelle: Statistisches Bundesamt (b); eigene Berechnungen.

Datensatz III.2 - Längsschnittausgaben für die Gesamtwirtschaft

	Privater Verbrauch davon:			Bevölkerung [in 1000]	
	insgesamt, in Preisen von 1980 [log DM]	Nahrungsmittel- ausgaben, in jew. Preisen [vH]	Industriegüter- ausgaben, in jew. Preisen [vH]		Dienstleistungs- ausgaben, in jew. Preisen [vH]
1960	5.5627	32.23	37.19	30.57	55433
1961	5.5865	31.53	37.38	31.09	56185
1962	5.6085	31.11	38.29	30.60	56837
1963	5.6214	30.78	37.96	31.26	57389
1964	5.6441	30.30	38.16	31.53	57971
1965	5.6723	29.67	38.74	31.59	58619
1966	5.6856	28.98	38.60	32.41	59148
1967	5.6909	28.38	37.88	33.74	59286
1968	5.7112	27.61	37.88	34.51	59500
1969	5.7433	26.68	39.06	34.26	60067
1970	5.7728	25.99	39.88	34.13	60651
1971	5.7925	25.02	40.59	34.38	61284
1972	5.8112	24.40	40.86	34.74	61672
1973	5.8215	24.28	40.64	35.08	61976
1974	5.8249	23.60	40.70	35.70	62054
1975	5.8388	23.00	40.62	36.38	61829
1976	5.8553	22.77	40.81	36.42	61531
1977	5.8726	22.32	40.96	36.72	61400
1978	5.8887	21.80	40.71	37.48	61327
1979	5.9034	21.22	41.03	37.75	61359
1980	5.9083	21.21	40.88	37.91	61566
1981	5.9082	21.24	40.39	38.37	61682
1982	5.9034	21.51	39.35	39.14	61638
1983	5.9116	21.00	39.37	39.63	61423
1984	5.9199	20.46	39.03	40.51	61175
1985	5.9277	19.97	38.91	41.13	61024
1986	5.9447	19.60	38.85	41.55	61066

Quelle: Döhrn [1987, 1988], Statistisches Bundesamt [d]; eigene Berechnungen.

Datensatz III.3 - Preisindizes

	Privater Verbrauch insgesamt	Nahrungsmittel- ausgaben	Industriegüter- ausgaben	Dienstleistungs- ausgaben
	[1980=100]	[1980=100]	[1980=100]	[1980=100]
1960	45.33	56.18	45.62	38.35
1961	46.93	57.29	46.93	40.55
1962	48.32	58.40	48.68	41.73
1963	49.86	59.81	50.21	43.38
1964	51.17	60.78	51.43	44.99
1965	52.87	62.59	53.04	46.70
1966	54.97	64.30	54.62	49.60
1967	56.09	64.20	55.59	51.63
1968	57.31	63.76	55.93	54.77
1969	58.55	65.02	56.56	56.63
1970	60.64	66.45	59.12	58.64
1971	63.96	68.87	62.41	62.54
1972	67.57	72.71	65.15	66.93
1973	72.24	78.04	69.64	71.38
1974	77.22	81.78	75.77	75.91
1975	81.87	86.03	79.79	81.46
1976	85.68	90.43	83.25	85.27
1977	89.00	94.38	86.27	88.53
1978	91.48	95.02	89.51	91.35
1979	94.83	96.19	93.64	95.24
1980	100.00	100.00	100.00	100.00
1981	105.93	104.67	106.25	106.37
1982	111.51	111.36	110.55	112.61
1983	115.03	113.77	113.27	117.64
1984	118.42	115.63	117.13	121.47
1985	121.05	116.31	120.10	124.94
1986	120.96	116.48	117.36	127.44

Quelle: Statistisches Bundesamt [c]; eigene Berechnungen.

Literaturverzeichnis

BEWLEY, Ronald, Graham ELLIOT, The Rejection of Homogeneity in Demand and Supply Analysis: An Explanation and Solution. The University of New South Wales, School of Economics Discussion Paper, 89/2, January 1989.

BREUSCH, Trevor S., Adrian R. PAGAN, "A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation". Econometrica, Vol. 47, 1979, S. 1287-1294.

CAMPBELL, John, Angus DEATON, "Why is Consumption So Smooth?" Review of Economic Studies, Vol. 56, 1989, Nr. 3, S. 357-374.

CHRIST, Carl F., "Early Progress in Estimating Quantitative Economic Relationships in America". The American Economic Review, Vol. 75, 1985, Nr. 6, S. 39-52.

DEATON, Angus S., "The Analysis of Consumer Demand in the United Kingdom, 1900-1970". Econometrica, Vol. 42, 1974, Nr. 2, S. 341-367.

- -, John MUELLBAUER [1980 a], "An Almost Ideal Demand System". The American Economic Review, Vol. 70, 1980, Nr. 3, S. 312-326.

- -, - - [1980 b], Economics and Consumer Behavior. Cambridge 1980.

DICKE, Hugo, Bernhard HEITGER, "Beschäftigungschancen in der Bundesrepublik Deutschland - Internationaler Sektor versus Binnensektor". Die Weltwirtschaft, 1977, Heft 1, S. 97-108.

DÖHRN, Roland, Der private Verbrauch in der Bundesrepublik Deutschland 1960 bis 1985. RWI-Papiere, Nr. 18, 1987.

- -, "Zur strukturellen Entwicklung des Privaten Verbrauchs seit 1960". RWI-Mitteilungen, Vol. 39, 1988, Nr. 1, S. 55-87.

EULER, Manfred, "Budgets ausgewählter privater Haushalte 1984". Wirtschaft und Statistik, 1985, Nr. 6, S. 493-504.

FELS, Gerhard, Klaus-Dieter SCHMIDT, Die deutsche Wirtschaft im Strukturwandel. Tübingen 1981.

FUCHS, Victor R., The Service Economy. New York 1968.

GRUBEL, Herbert, Michael A. WALKER, "Modern Service Sector Growth: Causes and Effects". In: Herbert GIERSCH (Hrsg.), Services in World Economic Growth. Tübingen 1989, S. 1-34.

GUJARATI, Damodar, Basic Econometrics. New York 1978.

HAMMES, David L., Jean-Jaques ROSA, Herbert G. GRUBEL, "The National Accounts, Household Service Consumption and its Monetization". Kyklos, Vol. 42, 1989, Fasc. 1, S. 3-15.

HANSEN, Gerd, Ökonometrische Nachfrageanalysen. Universität Kiel, Institut für Statistik und Ökonometrie, unveröff. Manuskript, 1989.

HOUTHAKKER, Hendrik S., "An International Comparison of Household Expenditure Patterns, Commemorating the Centenary of Engel's Law". Econometrica, Vol. 25, 1957, Nr. 4, S. 532-551.

- -, Lester D. TAYLOR, Consumer Demand in the United States, 1929-1970. Cambridge 1966.

INMAN, Robert P., "Introduction and Overview". In: Ders. (Hrsg.), Managing the Service Economy. Prospects and Problems. Cambridge 1985, S. 1-24.

JOHNSTON, John, Econometric Methods. 3. Aufl. New York.

JUDGE, George G., R. CARTER-HILL, William E. GRIFFITHS, Helmut LÜTHKEPOHL, Tsoung-Chao LEE, Introduction to the Theory and Practice of Econometrics. New York 1982.

KOTLIKOFF, Laurence J. "Intergenerational Transfers and Savings". The Journal of Economic Perspectives, Vol. 2, 1988, Nr. 2, S. 41-58.

KRAVIS, Irving B., Alan W. HESTON, Robert SUMMERS, World Product and Income. International Comparisons of Real Gross Product. Baltimore 1982.

- -, - -, - -, "The Share of Services in Economic Growth". In: F. Gerard ADAMS, Bert G. HICKMAN (Hrsg.), Global Econometrics. Essays in Honor of Laurence R. Klein. Cambridge 1983, S. 188-218.

KUZNETS, Simon, Modern Economic Growth. Rate, Structure, and Spread. New Haven 1966.

LLUCH, Constantino, Alan A. POWELL, Ross A. WILLIAMS, Patterns in Household Demand and Saving. New York 1977.

MADDALA, Gary S., Econometrics. New York 1977.

MINCER, Jacob, "Market Prices, Opportunity Costs, and Income Effects". In: Carl F. CHRIST (Hrsg.), Measurement in Economics. Stanford 1963, S. 67-82.

MODIGLIANI, Franco, "The Role of Intergenerational Transfers and Life Cycle Saving in the Accumulation of Wealth". The Journal of Economic Perspectives, Vol. 2, 1988, Nr. 2, S. 15-40.

PHLIPS, Louis, Applied Consumption Analysis. 2. Aufl. Amsterdam 1983.

PRAIS, S.J., Hendrik S. HOUTHAKKER, The Analysis of Family Budgets. 2. Aufl. Cambridge 1971.

RAO, Potluri, Roger Leroy MILLER, Applied Econometrics. Belmont 1971.

SCHULTZ, Henry, The Theory and Measurement of Demand. Chicago 1938.

STATISCHES BUNDESAMT, Fachserie 1: Bevölkerung und Erwerbstätigkeit. Reihe 3: Haushalte und Familien. Stuttgart 1989.

- - [a], Fachserie 15: Wirtschaftsrechnungen. Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1983, Heft 5, Aufwendungen für den Privaten Verbrauch. Stuttgart 1988.

- - [b], Fachserie 15: Wirtschaftsrechnungen. Reihe 1: Einnahmen und Ausgaben ausgewählter privater Haushalte. Stuttgart, versch. Jgg.

- - [c], Fachserie 17: Preise. Reihe 7: Preise und Preisindizes für die Lebenshaltung. Stuttgart, versch. Jgg.

- - [d], Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland. Stuttgart, versch. Jgg.

STONE, Richard, The Measurement of Consumers' Expenditure and Behaviour in the United Kingdom 1920-1938. Volume I. Cambridge 1954.

SUMMERS, Robert, "Services in the International Economy". In: Robert P. INMAN (Hrsg.), Managing the Service Economy. Prospects and Problems. Cambridge 1985, S. 27-48.

- -, Alan HESTON, "The International Demand for Services". University of Pennsylvania Discussion Paper, 32, January 1988.

THEIL, Henri, Kenneth W. CLEMENTS, Applied Demand Analysis. Cambridge 1987.

TOYODA, Toshihisa, "Use of the Chow Test under Heteroskedasticity". Econometrica, Vol. 42, 1974, Nr. 3, S. 601-608.

WORKING, Elmer J., "What do Statistical Demand Curves Show?" The Quarterly Journal of Economics, Vol. 41, 1927, S. 212-235. Wieder abgedruckt in: BOULDING, Kenneth E., George J. STIGLER (Hrsg.), Readings in Price Theory. London 1953.

WORKING, Holbrook, "Statistical Laws of Family Expenditure". Journal of the American Statistical Association, Vol. 38, 1943, S. 43-56.

ZIETZ, Joachim, "Adequacy Tests for Linear Regression Models: A Nontechnical Overview with Applications". Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Vol. 204, 1988, Nr. 3, S. 255-272.