

Gundlach, Erich

**Book — Digitized Version**

## Die Dienstleistungsnachfrage als Determinante des wirtschaftlichen Strukturwandels

Kieler Studien, No. 252

**Provided in Cooperation with:**

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

*Suggested Citation:* Gundlach, Erich (1993) : Die Dienstleistungsnachfrage als Determinante des wirtschaftlichen Strukturwandels, Kieler Studien, No. 252, ISBN 3161460774, Mohr, Tübingen

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/763>

**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 Studien

Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel

Herausgegeben von Horst Siebert

---

252

Erich Gundlach

## Die Dienstleistungsnachfrage als Determinante des wirtschaftlichen Strukturwandels



J.C.B. MOHR (PAUL SIEBECK) TÜBINGEN

ISSN 0340-6989

Die Deutsche Bibliothek - CIP-Einheitsaufnahme

**Gundlach, Erich:**

**Die Dienstleistungsnachfrage als Determinante des wirtschaftlichen Strukturwandels / Erich Gundlach. - Tübingen: Mohr, 1993**

(Kieler Studien; 252)

ISBN 3-16-146077-4 brosch.

ISBN 3-16-146078-2 Gewebe

NE: GT

Schriftleitung: Hubertus Müller-Groeling



Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel

J. C. B. Mohr (Paul Siebeck) Tübingen 1993

Alle Rechte vorbehalten

Ohne ausdrückliche Genehmigung des Verlages ist es auch nicht gestattet, den Band oder Teile daraus

auf photomechanischem Wege (Photokopie, Mikrokopie) zu vervielfältigen

Printed in Germany

ISSN 0340-6989

## **Meiner Mutter**

# Inhaltsverzeichnis

<b>Vorwort</b> .....	<b>XIII</b>
<b>A. Die stilisierten Fakten des Strukturwandels</b> .....	<b>1</b>
<b>B. Ein einfaches Modell des Strukturwandels</b> .....	<b>4</b>
I. Das Modell .....	4
II. Die Modellergebnisse .....	12
1. Relative Preise .....	12
2. Mengenstruktur und Beschäftigungsstruktur.....	13
III. Die Modellparameter und die allgemeinen Restriktionen der Nachfrage­theorie .....	17
1. Präferenzstruktur und restringierte Nachfrageelastizitäten	17
2. Die Konsequenzen alternativer Nachfrageelastizitäten für die Modell­ergebnisse .....	20
3. Die Modellprognose: Ausgabenelastizitäten und stilisierte Fakten.....	25
IV. Fazit.....	29
<b>C. Empirische Analyse der Dienstleistungsnachfrage für die Bundesrepublik Deutschland</b> .....	<b>31</b>
I. Die Daten.....	31
II. Der Schätzansatz für die Nachfrageanalyse.....	37
1. Das Konzept des Almost Ideal Demand System .....	37
2. Restringierte Versionen des Almost Ideal Demand System	42
III. Der Einfluß soziodemographischer Faktoren auf die Dienst- leistungsnachfrage: Querschnittsergebnisse .....	45
1. Analysekonzept.....	45
2. Gesamtausgaben und Pro-Kopf-Ausgaben der Haushalte ....	49
3. Haushaltsgröße und Familienstruktur .....	54

4. Erwerbstätigkeit des Haushaltsvorstands .....	60
5. Soziale Stellung des Haushaltsvorstands .....	66
6. Fazit.....	74
<b>IV. Preis- und Ausgabenelastizitäten der Dienstleistungsnachfrage: Zeitreihenergebnisse .....</b>	<b>76</b>
1. Kointegration: Ein neues Konzept in der Zeitreihenanalyse	76
a. Modellierung der Dynamik, Fehlerkorrekturmodelle und Kointegration.....	76
b. Das Konzept der Kointegrationsanalyse.....	80
c. Modellspezifikation und Kointegrationstheorie.....	86
d. Alternative Schätzverfahren für dynamische Modelle ....	89
e. Schlußfolgerungen für die empirische Analyse .....	91
2. Integrationstests .....	93
a. Zwei Testfamilien: Dickey-Fuller und Schmidt-Phillips	93
b. Statistische Analyse der Zeitreihen mit Integrationstests	101
3. Kointegrationstests.....	111
a. Konventionelle und Cochrane-Orcutt-Kointegrations- tests .....	111
b. Testverfahren.....	115
c. Testergebnisse für die Dienstleistungsnachfrage .....	120
4. Elastizitätsschätzungen für das statische Modell .....	125
a. Schätzungen mit unrestringierten Ausgabenelastizitäten	125
b. Schätzungen mit restringierten Ausgabenelastizitäten....	129
c. Schätzergebnisse für das vollständige Nachfragesystem	133
d. Bewertung der Schätzergebnisse für das statische Modell.....	135
5. Tests auf schwache Exogenität der Regressoren .....	143
6. Elastizitätsschätzungen für ein Modell simultaner Gleichungen.....	147
7. Fazit.....	153
<b>D. Schlußfolgerungen .....</b>	<b>155</b>
<b>E. Anhang .....</b>	<b>159</b>
I. Statistische Quellen.....	159

II. Querschnittsdaten.....	163
III. Längsschnittsdaten .....	173
IV. Kritische Werte für die Kointegrationsanalyse .....	179
V. Ergebnisse der Integrationstests .....	181
VI. Schätzergebnisse für dynamische Modelle .....	187
<b>Literaturverzeichnis .....</b>	<b>189</b>

## Verzeichnis der Tabellen und Schaubilder

Tabelle 1	— Die stilisierten Fakten des Strukturwandels in der Weltwirtschaft 1970–1989 .....	2
Tabelle 2	— Ein Klassifikationsschema für Dienstleistungen .....	34
Tabelle 3	— Ausgabenelastizitäten für Dienstleistungen nach Gesamtausgaben der Haushalte .....	50
Tabelle 4	— Ausgabenelastizitäten für Dienstleistungen nach Pro-Kopf-Ausgaben der Haushalte .....	52
Tabelle 5	— Gesamtausgaben, Pro-Kopf-Ausgaben und Dienstleistungsanteile nach Haushaltsgrößen .....	53
Tabelle 6	— Ausgabenelastizitäten für Dienstleistungen nach Haushaltsgrößen .....	56
Tabelle 7.a	— Ausgabenelastizitäten für Dienstleistungen nach Haushaltstypen (Datensatz II.2) .....	57
Tabelle 7.b	— Ausgabenelastizitäten für Dienstleistungen nach Haushaltstypen (Datensatz III.3) .....	58
Tabelle 8	— Ausgabenelastizitäten für Dienstleistungen nach Haushaltstypen (Einzelregressionen) .....	59
Tabelle 9.a	— Ausgabenelastizitäten für Dienstleistungen für den Haushaltstyp "nichterwerbstätiger Haushaltsvorstand"....	62
Tabelle 9.b	— Ausgabenelastizitäten für Dienstleistungen für den Haushaltstyp "nichterwerbstätiger Haushaltsvorstand" (Einzelregressionen) .....	63
Tabelle 10	— Ausgabenelastizitäten für Dienstleistungen für den Haushaltstyp "erwerbstätiger Haushaltsvorstand" .....	65
Tabelle 11	— Ausgabenelastizitäten für Dienstleistungen nach sozialer Stellung des Haushaltsvorstands .....	68
Tabelle 12	— Dienstleistungsausgaben und soziale Stellung des Haushaltsvorstands — Ergebnisse für den F-Test .....	72
Tabelle 13	— Dienstleistungsausgaben und Kinderzahl — Ergebnisse für den F-Test .....	73

Tabelle 14 — Ausgabenelastizitäten für Dienstleistungen nach sozialer Stellung des Haushaltsvorstands für eine modifizierte Stichprobe .....	74
Tabelle 15 — Ausgewählte Ergebnisse der Dickey-Fuller-Integrations-tests .....	104
Tabelle 16 — Ausgewählte Ergebnisse der Schmidt-Phillips-Integrationstests nach Haushaltstypen.....	108
Tabelle 17 — Ausgewählte Ergebnisse der Schmidt-Phillips-Integrationstests für Preisvariable .....	109
Tabelle 18 — Konventionelle Kointegrationstests für die Dienstleistungsnachfrage .....	122
Tabelle 19 — Cochrane-Orcutt-Kointegrationstests für die Dienstleistungsnachfrage .....	123
Tabelle 20 — Elastizitäten der Dienstleistungsnachfrage für das statische Modell.....	128
Tabelle 21 — Dickey-Fuller-Integrationstests für restringierte Ausgabenanteile .....	131
Tabelle 22 — CRDW-Kointegrationstests für Schätzungen mit restringierten Ausgabenelastizitäten.....	131
Tabelle 23 — Preiselastizitäten für das statische Modell der Dienstleistungsnachfrage mit restringierten Ausgabenelastizitäten .....	133
Tabelle 24 — Nachfrageelastizitäten für das vollständig restringierte Modell .....	135
Tabelle 25 — Tests auf schwache Exogenität der Regressoren der AIDS-Dienstleistungsnachfrage .....	146
Tabelle 26 — Elastizitäten der Dienstleistungsnachfrage für Modelle simultaner Gleichungen .....	152
Schaubild 1 — Ausgabenelastizitäten und Mengenstruktur .....	27

*Datensätze und Tabellen im Anhang*

Datensatz II.1 — Haushalte nach Personenzahl.....	163
Datensatz II.2 — Haushalte nach Familienstruktur .....	165
Datensatz II.3 — Haushalte nach Familienstruktur und sozialer Stellung des Haushaltsvorstands.....	167
Datensatz II.4 — Haushalte nach Altersgruppen .....	171
Datensatz III.1 — Längsschnittsausgaben für Haushaltstypen .....	173
Datensatz III.2 — Längsschnittsausgaben für die Gesamtwirtschaft .....	176
Datensatz III.3 — Preisindizes .....	177
Datensatz III.4 — Produktivitätsindizes.....	178
Tabelle IV.1 — Kritische Werte für Integrationstests.....	179
Tabelle IV.2 — Kritische Werte für Kointegrationstests .....	180
Tabelle V.1 — Dickey-Fuller-Integrationstests für verschiedene Datensätze .....	181
Tabelle V.2 — Schmidt-Phillips-Integrationstests für den Daten- satz HH1.....	182
Tabelle V.3 — Schmidt-Phillips-Integrationstests für den Daten- satz HH2.....	183
Tabelle V.4 — Schmidt-Phillips-Integrationstests für den Daten- satz HH3.....	184
Tabelle V.5 — Schmidt-Phillips-Integrationstests für den Datensatz Gesamtwirtschaft.....	185
Tabelle V.6 — Schmidt-Phillips-Integrationstests für den Datensatz Preise.....	186
Tabelle VI.1 — Elastizitäten und Parameterwerte der Dienstleistungs- nachfrage für das SEECM .....	187
Tabelle VI.2 — Geschätzte Parameterwerte der Dienstleistungsnach- frage für Modelle simultaner Gleichungen.....	188

## Verzeichnis der verwendeten Symbole

$\epsilon$	unkompensierte Preis-(Kreuzpreis-)Elastizität
$\epsilon^*$	kompensierte Preis-(Kreuzpreis-)Elastizität
$\eta$	Ausgabeneelastizität

### Kapitel B

$L$	Arbeitsangebot (= Arbeitsnachfrage)
$mc$	Grenzkosten
$p$	Preis
$Q^D$	nachgefragte Menge
$Q^S$	angebotene Menge
$r$	Rate des Produktivitätsfortschritts
$w$	Ausgabenanteil
$x$	Einkommen (= Ausgaben) je Arbeiter

### Kapitel C

#### Abschnitt II

$p_i$	Preis des $i$ -ten Gutes
$P$	allgemeiner Preisindex
$q_i$	Menge des $i$ -ten Gutes
$w_i$	Ausgabenanteil für das $i$ -te Gut
$x$	Gesamtausgaben für den privaten Verbrauch

#### Abschnitte III–V

$f$	Index für Nahrungsmittel
$g$	Index für Industriegüter
$p$	absoluter Preis (log)
$pro$	Produktivitätskennziffer
$rp$	relativer Preis (log)
$s$	Index für Dienstleistungen
$tpc$	nominale Gesamtausgaben für den privaten Verbrauch (log)
$tpcr$	reale Gesamtausgaben für den privaten Verbrauch (log)
$tpc/h$	nominale Pro-Kopf-Gesamtausgaben für den privaten Verbrauch (log)
$w$	Ausgabenanteil
$x$	exogene Variable
$y$	endogene Variable

## Vorwort

Das wirtschaftliche Wachstum in entwickelten Volkswirtschaften geht mit einem Strukturwandel zugunsten des Dienstleistungssektors einher. Diese Entwicklung wird vor allem mit zwei Hypothesen erklärt: mit einem sektoral unterschiedlichen Produktivitätsfortschritt und mit einer einkommenselastischen Dienstleistungsnachfrage. In jüngster Zeit ist allerdings verschiedentlich bezweifelt worden, daß die Nachfrage nach Dienstleistungen mit steigendem Einkommen überproportional zunimmt.

In dieser Arbeit wird zunächst aus theoretischer Sicht untersucht, ob man den zu beobachtenden Strukturwandel bei den relativen Preisen, bei der sektoralen Beschäftigung und bei der sektoralen Produktion auch mit Hilfe einer einkommensunelastischen Dienstleistungsnachfrage erklären kann. Die Modellergebnisse verdeutlichen, daß dies nicht möglich ist, wenn die grundlegenden Restriktionen der Nachfrage Theorie beachtet werden. Dazu gehört beispielsweise, daß die Konsumenten bei steigenden Preisen in der Regel weniger nachfragen und frei von Geldillusion sind. In den bisher vorliegenden Arbeiten zum Zusammenhang zwischen Strukturwandel und Nachfrageelastizität ist häufig übersehen worden, daß solche Restriktionen berücksichtigt werden müssen, um Nachfrageelastizitäten sinnvoll schätzen zu können.

Im empirischen Teil der Arbeit wird geprüft, ob sich die Nachfragehypothese des Strukturwandels zugunsten von Dienstleistungen aufrechterhalten läßt. Dazu werden Zeitreihen- und Querschnittsdaten für die Bundesrepublik Deutschland herangezogen. Mit Hilfe der Kointegrationsanalyse wird gezeigt, wie theoretisch konsistente Nachfragefunktionen empirisch getestet werden können. Insgesamt betrachtet sprechen die Ergebnisse eher dafür, daß die Dienstleistungsnachfrage im Verlauf des wirtschaftlichen Wachstums lediglich unterproportional zunimmt.

Wenn die Nachfragehypothese als falsifiziert gelten muß, kann der zu beobachtende Strukturwandel nicht mehr allein mit der Produktivitätshypothese erklärt werden. Wie ein Vergleich der Querschnitts- und Zeitreihenergebnisse zeigt, wird der Strukturwandel auch von verschiedenen soziodemographischen Faktoren wie etwa der zunehmenden Erwerbstätigkeit der Frauen, der Verschiebung der Altersstruktur der Bevölkerung und der abnehmenden durchschnittlichen Haushaltsgröße beeinflusst. Ob diese Faktoren wiederum von den relativen Preisen und dem Einkommen, den beiden modellimmanenten Determinanten des Strukturwandels, bestimmt werden, muß an dieser Stelle allerdings offen bleiben.

Herzlich danken möchte ich allen Kollegen im Institut für Weltwirtschaft, die mit konstruktiver Kritik zum Entstehen dieser Arbeit beigetragen haben. Besonderen Dank schulde ich Herrn Professor Dr. Horst Siebert und Herrn Professor Dr. Gerd Hansen, die diese Arbeit unterstützt und gefördert haben. Mein Dank gilt auch Frau Vera Draack, die das Manuskript erstellt hat, sowie Herrn Bernhard Klein und Frau Itta Schulte, die das Manuskript redaktionell überarbeitet haben.

Kiel, Dezember 1992

Erich Gundlach

## A. Die stilisierten Fakten des Strukturwandels

Die positive Korrelation zwischen dem Pro-Kopf-Einkommen und dem Beschäftigungsanteil des Dienstleistungssektors gehört zu den empirischen Regelmäßigkeiten, die als gesicherte Erkenntnis der Wirtschaftswissenschaften gelten können. Danach verschiebt sich die sektorale Beschäftigungsstruktur im Verlauf des wirtschaftlichen Wachstums zugunsten des Dienstleistungssektors. Dieser Strukturwandel wurde von Clark [1951] als "Petty's Law" bezeichnet. Neben der sektoralen Beschäftigungsstruktur weisen auch die sektoralen Preis- und Mengenstrukturen im Verlauf des wirtschaftlichen Wachstums gewisse Regelmäßigkeiten auf: Der relative Dienstleistungspreis steigt, und die realen Produktions- und Ausgabenanteile des Dienstleistungssektors bleiben weitgehend konstant.<sup>1</sup> Natürlich folgt nicht jedes Land der Weltwirtschaft diesem generellen Muster des Strukturwandels in identischen Quantitäten, aber einzelne Abweichungen davon scheinen eher die Ausnahme als die Regel zu sein. Deshalb können die gegenwärtig verfügbaren empirischen Befunde für die Entwicklung der Preisstruktur, der Mengenstruktur und der Beschäftigungsstruktur zusammenfassend als stilisierte Fakten des Strukturwandels in der Weltwirtschaft bezeichnet werden. Tabelle 1 enthält diese stilisierten Fakten für ein aus 10 OECD-Ländern bestehendes Aggregat "Welt".

In dieser Arbeit werden die stilisierten Fakten des Strukturwandels zunächst im Rahmen eines Zwei-Sektoren-Modells [Siebert, 1977] analysiert, das dafür stark vereinfacht wurde. Außenwirtschaftliche Einflüsse werden bei dieser Analyse des Strukturwandels beispielsweise nicht betrachtet. Für diese Vorgehensweise spricht, daß die relative Expansion der Dienstleistungsbeschäftigung eben nicht nur in Einzelfällen, sondern praktisch in allen Ländern der Weltwirtschaft, zumindest aber in allen entwickelten Volkswirtschaften zu beobachten ist. Somit können außenwirtschaftliche Einflüsse wohl das länderweise unterschiedliche Tempo, nicht aber die allen Ländern gemeinsame langfristige Richtung des Strukturwandels erklären. Wenn beispielsweise ein Land einen hohen Leistungsbilanzsaldo aufweist, so steht dem ein entsprechender Leistungsbilanzsaldo mit umgekehrtem Vorzeichen an anderer Stelle gegenüber — positive und negative Leistungsbilanzsalden können aber nicht gleichzeitig für dieselbe Richtung des Strukturwandels verantwortlich sein.

Da es in dieser Arbeit lediglich um einen Test der Hypothesen zur Erklärung der Richtung des Strukturwandels gehen soll, erscheint es naheliegend, dazu

<sup>1</sup> Vgl. dazu beispielsweise die empirischen Ergebnisse in Kuznets [1966], Clark [1979], Kravis et al. [1982], Heitger [1983] und van Gemert [1987].

Tabelle 1 — Die stilisierten Fakten des Strukturwandels in der Weltwirtschaft 1970–1989<sup>a</sup>

	1970	1975	1980	1985	1989
Dienstleistungspreise <sup>b,c</sup>	100	112	128	140	154
Dienstleistungsproduktion <sup>b,d</sup>	66	68	70	70	69
Dienstleistungsbeschäftigung <sup>b,e</sup>	62	65	68	71	73

<sup>a</sup>Für die OECD-Länder Bundesrepublik Deutschland, Belgien, Dänemark, Finnland, Frankreich, Italien, Japan, Luxemburg, Norwegen, Vereinigte Staaten. — <sup>b</sup>„Dienstleistungen“ umfaßt alle Bereiche außer Landwirtschaft, Bergbau und Verarbeitendes Gewerbe. — <sup>c</sup>Relativer Dienstleistungsdeflator (1970=100); für jedes Land gewichtet mit seinem Anteil an dem realen Pro-Kopf-Bruttoinlandsprodukt (in internationalen Preisen) der 10 OECD-Länder. — <sup>d</sup>Anteil (vH) der Dienstleistungsproduktion am Bruttoinlandsprodukt, in konstanten Preisen; für jedes Land gewichtet mit seinem Anteil an dem realen Pro-Kopf-Bruttoinlandsprodukt (in internationalen Preisen) der 10 OECD-Länder. — <sup>e</sup>Anteil der Erwerbstätigen im Dienstleistungssektor (vH) an der Gesamtzahl der Erwerbstätigen.

Quelle: OECD [lfd. Jgg.]; Summers, Heston [1991]; eigene Berechnungen.

ein Modell der geschlossenen Volkswirtschaft zu benutzen. Das heißt, die gesamte Weltwirtschaft wird hier als eine integrierte Volkswirtschaft betrachtet [vgl. für eine solche Vorgehensweise beispielsweise Haberler, 1937], da es sich bei dem zu analysierenden Phänomen, dem Strukturwandel zugunsten des Dienstleistungssektors, um eine weltwirtschaftlich gesehen mehr oder weniger einheitliche Entwicklung handelt. Das hier benutzte Modell soll eine Reproduktion der stilisierten Fakten des Strukturwandels zulassen und gleichzeitig Faktoren isolieren, die eine konsistente Erklärung des beobachteten Musters erlauben. Um einen Beitrag zum Verständnis des Strukturwandels zu leisten, muß ein solches Modell also mit wenigen Elementen eine Reihe von Beobachtungen erklären können, und es muß bestimmte Voraussagen über die Konsequenzen potentieller Beobachtungen ermöglichen, d.h., es muß prinzipiell falsifizierbar sein.

Bislang gelten vor allem Unterschiede im sektoralen Produktivitätsfortschritt (Produktivitätshypothese) und nichthomothetische Nachfragefunktionen (Nachfragehypothese) als wesentliche Ursachen für das generelle Muster des Strukturwandels.<sup>2</sup> Danach bewirken der relativ langsame Produktivitätsfortschritt im Dienstleistungssektor und die einkommenselastische Dienstleistungsnachfrage,

<sup>2</sup> Vgl. zum Stand der wissenschaftlichen Diskussion über die Ursachen des Strukturwandels beispielsweise Inman [1985b].

daß die Beschäftigungsanteile des Dienstleistungssektors im Verlauf des wirtschaftlichen Wachstums zunehmen und sich seine Produkte relativ verteuern. Die relative Verteuerung der Dienstleistungen könnte dann den positiven Mengeneffekt, der aus einer einkommenselastischen Dienstleistungsnachfrage resultieren würde, weitgehend kompensieren, so daß die Mengenstruktur im Einklang mit den stilisierten Fakten konstant bleiben könnte.

Die Produktivitätshypothese, nach der bei der Dienstleistungsproduktion grundsätzlich kein rascher Produktivitätsfortschritt zu erzielen ist, erweist sich als plausibel, wenn sie anhand der vorliegenden Statistiken überprüft wird. Zu bedenken ist aber, daß der Output vieler Dienstleistungsbereiche häufig lediglich über die Inputs geschätzt wird, so daß sich in den Produktivitätsstatistiken für den Dienstleistungssektor zumindest zum Teil auch die Vorurteile der Statistiker widerspiegeln dürften. Deshalb kann die Produktivitätshypothese anhand der vorhandenen Daten im Grunde nicht falsifiziert werden.<sup>3</sup> Dies gilt aber nicht für die Nachfragehypothese, die sehr wohl empirisch getestet werden kann. Neuere Studien deuten darauf hin, daß die Einkommenselastizität der Dienstleistungsnachfrage keineswegs — wie bisher angenommen wurde — über, sondern eher in der Nähe von Eins [Summers, 1985] oder gar deutlich unter Eins [Hammes et al., 1989] zu liegen scheint, was somit die Nachfragehypothese falsifizieren würde. Zu fragen wäre demnach, ob die benannten stilisierten Fakten des Strukturwandels für die Preis-, Mengen- und Beschäftigungsstruktur auch ohne eine einkommenselastische Dienstleistungsnachfrage erklärt werden können.

Mit Hilfe des hier vorgestellten Modells kann gezeigt werden, welche Parameterkonstellationen für die Produktivitäts- und Nachfragehypothese aus theoretischer Sicht miteinander kompatibel sind. Umgekehrt kann auch geprüft werden, ob das Muster der stilisierten Fakten reproduziert werden kann, wenn bestimmte Parameterkonstellationen vorgegeben werden. Welchen numerischen Wert die Parameter im einzelnen annehmen — wie groß also etwa die Einkommens- oder die Preiselastizität der Dienstleistungsnachfrage ist —, kann dabei nicht aus der Theorie abgeleitet werden. Diese Größen müssen vielmehr aus den Beobachtungsdaten gewonnen werden. Wenn diese Parameter aber bestimmt sind, dann lassen sich mit Hilfe des Modells theoretisch fundierte Vorhersagen für das Grundmuster des Strukturwandels gewinnen. Solche abgeleiteten Hypothesen tragen zu einem verbesserten Verständnis des Strukturwandels in der Weltwirtschaft bei, da sie selbst wiederum einem empirischen Test zugänglich sind.

<sup>3</sup> Vgl. Elfring [1988] für eine detaillierte Analyse der sektoralen Produktivitätsentwicklung in ausgewählten OECD-Ländern. Diese Studie stützt im Ergebnis die Hypothese einer relativ langsamen Produktivitätsentwicklung im Dienstleistungssektor.

## B. Ein einfaches Modell des Strukturwandels<sup>4</sup>

### I. Das Modell

Das im folgenden erörterte Modell beschreibt eine Zwei-Sektoren-Ein-Faktor-Ökonomie. Es läßt sich somit als eine Vereinfachung des aus der Außenhandelstheorie bekannten Zwei-Güter-Zwei-Faktoren-Modells [vgl. dazu beispielsweise Siebert, 1989] betrachten, das gleichermaßen für eine Analyse des Strukturwandels benutzt werden kann [ibid., 1977].<sup>5</sup> Die Grundzüge der Produktionsstruktur des hier entwickelten Modells gehen zurück auf einen Ansatz von Baumol [1967], der von Inman [1985a] um eine explizite Spezifikation der Nachfrageseite ergänzt worden ist. Im Gegensatz zu den dort vorgestellten Modellen wird hier die Annahme aufgehoben, daß sich die Mengenstruktur im Verlauf des wirtschaftlichen Wachstums nicht verändert. Darüber hinaus wird eine weniger restriktive Nachfrageformulierung eingeführt, die ein breiteres Spektrum von a priori denkbaren Parameterkonstellationen gestattet. Diese wesentlich flexiblere Modellstruktur ist unabdingbar, um die genannten stilisierten Fakten des Strukturwandels mit Hilfe des Modells widerspruchsfrei erklären zu können. Ein solches Modell des Strukturwandels liegt implizit der Interpretation der Ergebnisse des International Comparison Project (ICP) der Vereinten Nationen in Kravis et al. [1982] und Summers und Heston [1988] zugrunde. Bhagwati [1984] hat diesen Ansatz ein ricardianisches Modell des Strukturwandels genannt, da es lediglich den Produktionsfaktor Arbeit enthält.

Die Beschränkung der Analyse auf den Produktionsfaktor Arbeit impliziert, daß das Modell keine Ersparnis und keine Investitionen enthält. Der Produktionsfaktor Kapital wird also nicht berücksichtigt. Dazu ist anzumerken, daß vergleichbare Ansätze mit zwei Produktionsfaktoren (und zwei Gütern) in der Regel mit der Annahme homothetischer Nachfragefunktionen arbeiten, um so eine Modelllösung zu gewährleisten [Wolff, 1985; Jones, 1965].<sup>6</sup> Eine Ausnah-

<sup>4</sup> Zu grundlegenden Passagen dieses Kapitels vgl. auch Gundlach [1991].

<sup>5</sup> Die Implikationen des Zwei-Güter-Zwei-Faktoren-Modells für den Strukturwandel in der offenen Volkswirtschaft werden diskutiert in Siebert [1978]. Anpassungsprozesse in offenen Volkswirtschaften, die international handelbare und nichthandelbare Güter produzieren, werden im Rahmen dieses Modells in Siebert [1988] erörtert.

<sup>6</sup> Als Beispiele für Zwei-Güter-Zwei-Faktoren-Modelle mit expliziter Modellierung der Nachfrageseite, aber ohne Lösung für die Entwicklung der sektoralen Beschäftigungsstruktur vgl. Cheetham et al. [1974] und Skolka [1976]. Bergstrand [1991] entwickelt ein Zwei-Güter-Zwei-Faktoren-Modell für die offene Volkswirtschaft mit abgeleiteten nichthomothetischen Nachfragefunktionen, die allerdings theoretisch

me ist Siebert [1977], worin auch die Effekte nichthomothetischer Nachfragefunktionen im Rahmen des Zwei-Güter-Zwei-Faktoren-Modells diskutiert werden. Bei dieser Analyse werden die beiden Sektoren jedoch nicht hinsichtlich ihres Produktivitätsfortschritts, sondern nur hinsichtlich ihrer Faktorausstattung unterschieden.

Nichthomothetische Nachfragefunktionen und ein sektoral unterschiedlicher Produktivitätsfortschritt sind zusammengenommen aber die in der wirtschaftswissenschaftlichen Literatur [vgl. dazu stellvertretend die verschiedenen Beiträge in Inman, 1985b] am häufigsten genannten Hypothesen zur Erklärung der stilisierten Fakten des Strukturwandels.<sup>7</sup> Deshalb ist man im Rahmen des Zwei-Sektoren-Ansatzes zu Vereinfachungen an anderer Stelle gezwungen, wenn beide Hypothesen zu modellieren sind und die Modellösung einem empirischen Test zugänglich bleiben soll. Hier ist das die Beschränkung auf einen Produktionsfaktor. Für diese Vorgehensweise spricht auch, daß sich die Ergebnisse eines Zwei-Faktoren-Modells für die Entwicklung der relativen Preise und der Beschäftigungsstruktur — unter der Annahme einer konstanten Mengenstruktur — nicht von denen des Ein-Faktoren-Modells unterscheiden [Wolff, 1985]. Deshalb erscheint es hier als angemessen, nur einen Produktionsfaktor zu berücksichtigen und statt dessen eine flexible Mengenstruktur zuzulassen. Schließlich soll es lediglich darum gehen, die stilisierten Fakten für die Entwicklung der Preisstruktur, der Mengenstruktur und der Beschäftigungsstruktur zu erklären; stilisierte Fakten für den Strukturwandel beim Faktor Kapital werden in der Literatur dagegen nicht diskutiert.<sup>8</sup>

Die grundlegenden Annahmen des hier benutzten Modells entsprechen somit den Annahmen des Ricardo-Modells der Außenwirtschaftstheorie [vgl. dazu beispielsweise Siebert, 1989]:

---

nicht vollständig plausibel sind. Für ein alternatives Modell mit steigenden Skalenerträgen, das ebenfalls eine Zunahme der relativen Bedeutung von Dienstleistungen im Zuge des wirtschaftlichen Wachstums und darüber hinaus eine Zunahme der Frauenerwerbstätigkeit sowie eine Abnahme der Haushaltsgröße prognostiziert, vgl. Locay [1990].

<sup>7</sup> Eine teilweise alternative Erklärung für das relative Beschäftigungswachstum des Dienstleistungssektors bieten Wallis und North [1986] an. Danach steigt aufgrund des relativ raschen Produktivitätsfortschritts im Industriesektor und der damit verbundenen Zunahme der Arbeitsteilung und Spezialisierung die Komplexität der Beziehungen aller am Wirtschaftsleben beteiligten Individuen. Diese zunehmende Komplexität führe zu steigenden Transaktionskosten, was wiederum die relative Expansion eines Sektors, dessen Produkt bzw. Dienstleistung darin besteht, Komplexität zu reduzieren, erkläre. Beispiele für Branchen mit dem Angebot solcher Dienstleistungen seien die Wohnungsvermittlung, das Bankgewerbe, das Versicherungsgewerbe und der Handel.

<sup>8</sup> Darüber hinaus dürfte eine empirische Analyse des Strukturwandels beim Faktor Kapital recht schnell an der schmalen Datenbasis scheitern.

- die beiden Produktionsfunktionen sind linear, die sektoralen Arbeitsproduktivitäten unterscheiden sich;
- Zwischenprodukte werden nicht berücksichtigt;
- der Bestand des alleinigen Produktionsfaktors Arbeit ist gegeben und sektoral vollkommen mobil;
- es herrscht Vollbeschäftigung;
- die Unternehmen betreiben bei gegebenen Güter- und Faktorpreisen Gewinnmaximierung (Marktform der vollkommenen Konkurrenz).

Diese restriktiven Annahmen gestatten die Konstruktion einer theoretischen Modellwelt, mit der die beobachteten stilisierten Fakten des Strukturwandels reproduziert werden können. Um die für das Muster bedeutsamen Erklärungsfaktoren von den für weniger wichtig gehaltenen des Strukturwandels unterscheiden zu können, muß diese Modellwelt einen sehr hohen Abstraktionsgrad aufweisen. Sie enthält also nur eine eng begrenzte Auswahl von denkbaren Erklärungsfaktoren. Dabei mögen insbesondere die Annahme eines einzigen Produktionsfaktors und die Vernachlässigung von Zwischenprodukten auf den ersten Blick als wenig realistisch erscheinen. Sie lassen sich jedoch im großen und ganzen für die Zwecke des hier vorgestellten Modells rechtfertigen.

Dazu muß man sich vergegenwärtigen, daß bei jeder Modellkonstruktion der Zielkonflikt entsteht, einerseits möglichst viele Einflußgrößen zu erfassen, andererseits aber die Modellstruktur so zu formulieren, daß sie zu empirisch testbaren Ergebnissen führt. Wie komplex eine Modellstruktur zu konstruieren ist, ist deshalb immer auch eine Frage der Praktikabilität. Während die Beschränkung der Analyse auf einen Produktionsfaktor im wesentlichen mit theoretischen Argumenten im Hinblick auf die Lösbarkeit des Modells abgestützt werden kann, geben letztlich eher empirisch motivierte Überlegungen den Ausschlag dafür, keine Zwischenprodukte im Rahmen des hier vorgestellten Modells zu berücksichtigen. Zumindest für die Bundesrepublik und für die Vereinigten Staaten kann anhand der empirischen Evidenz gezeigt werden, daß die Vorleistungsverflechtung zwischen dem Dienstleistungsbereich und allen anderen Sektoren als weitgehend konstant zu betrachten ist [Fuchs, 1968; Wolff, 1985; Baumol et al., 1985; Schmidt, Suhr, 1990]. Den Dienstleistungen kommt demnach in diesen Ländern im Verlauf des wirtschaftlichen Wachstums keine zunehmende Bedeutung als Vorleistungsprodukt für die anderen Sektoren zu. Ein eher konstanter Anteil der Dienstleistungen als Zwischenprodukt — also eine konstante Vorleistungsverflechtung — kann deshalb wohl nicht als Erklärung für den Strukturwandel zugunsten der Dienstleistungsbeschäftigung herangezogen werden.

Nun muß man allerdings einräumen, daß die empirische Evidenz zur Rolle der Dienstleistungen als Zwischenprodukt nicht eindeutig ist. Für Italien wurde

beispielsweise eine Komplementarität zwischen der Industrie- und der Dienstleistungsproduktion sowie eine deutliche Zunahme der Vorleistungsverflechtung zwischen beiden Sektoren festgestellt [Momigliano, Siniscalco, 1982]. Danach könnte die relative Zunahme der Dienstleistungsbeschäftigung auch die Folge einer zunehmenden Auslagerung von Dienstleistungstätigkeiten vom Industrie- in den Dienstleistungssektor sein [diese Hypothese vertreten beispielsweise auch Gershuny und Miles, 1983], etwa wenn Industrieunternehmen ihren eigenen Fuhrpark aufgeben oder keine eigenen Gebäudereiniger mehr beschäftigen und statt dessen diese Dienstleistungen über den Markt beziehen. Insgesamt gesehen scheinen solche Entwicklungen aber keine große Bedeutung zu haben, denn für einen Länderquerschnitt konnten keine quantitativ bedeutenden Effekte einer zunehmenden Vorleistungsverflechtung zwischen dem Dienstleistungssektor und den anderen Sektoren festgestellt werden [Kravis, 1985]: Der Produktionsanteil des Dienstleistungssektors nahm im Zeitraum 1960–75 in der Welt insgesamt lediglich um etwa 3 Prozentpunkte auf 57 vH zu, was noch im statistischen Unschärfbereich liegen dürfte. Dies deutet, wenn überhaupt, auf einen äußerst geringfügigen Anstieg der Verwendung von Dienstleistungen als Zwischenprodukt hin.

Bei dem gegebenen Ausmaß der weltweit zu beobachtenden relativen Zunahme der Dienstleistungsbeschäftigung ist die Vernachlässigung der Zwischenprodukte im hier vorgestellten Modell mit Blick auf die empirische Evidenz deshalb wohl im großen und ganzen zu rechtfertigen, da es sich dabei nur um eine quantitativ weniger wichtige Einflußgröße handeln kann. Hinzu kommt natürlich, ebenso wie bei der oben diskutierten Annahme eines einzigen Produktionsfaktors, daß sich das Modell erheblich vereinfacht, wenn keine Zwischenprodukte berücksichtigt werden. Zusammengenommen ermöglichen vor allem diese beiden restriktiven Annahmen die Konstruktion eines Modells, das einen Ansatz für eine theoretisch fundierte Überprüfung der beiden zentralen Hypothesen zur Erklärung des Strukturwandels, namentlich der Nachfrage- und der Produktivitätshypothese, aufzeigt.

Da das Modell den Strukturwandel in der Weltwirtschaft abbilden soll und die Weltwirtschaft ein geschlossenes System ist, gilt hier zu jedem Zeitpunkt ( $t$ ), daß das gesamtwirtschaftliche Angebot ( $Q^S$ ) der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage ( $Q^D$ ) entsprechen muß:

$$[B.1] \quad Q_t^S = Q_t^D.$$

Nun bestehe die Weltwirtschaft aus zwei Sektoren (1 und 2), in denen die Güter  $Q_1$  und  $Q_2$  mit dem alleinigen homogenen Inputfaktor Arbeit ( $L$ ) und einer gegebenen Technologie produziert werden. Der Unterschied zwischen den beiden Sektoren bestehe darin, daß Sektor 1 eine raschere Produktivitäts-

fortschrittsrate ( $r$ ) aufweist als Sektor 2 ( $r_1 > r_2$ ). Diese Annahme beinhaltet die Produktivitätshypothese; demnach repräsentiert Sektor 2 den Dienstleistungssektor. Die beiden Produktionsfunktionen lauten somit:

$$[B.2] \quad Q_1^S = aL_1 e^{r_1 t}$$

$$[B.3] \quad Q_2^S = bL_2 e^{r_2 t}$$

$$\text{mit } r_1 > r_2$$

$$L_t = L_1 + L_2$$

$$a, b = \text{Konstante.}$$

Da nur der Produktionsfaktor Arbeit im Modell enthalten ist, gibt es keine Investitionen und damit auch keine Ersparnis. Das gesamte Einkommen der Wirtschaftssubjekte wird also für den Konsum der beiden Güter  $Q_1$  und  $Q_2$  ausgegeben. Bei diesem Ansatz gibt es keinen Unterschied zwischen den Ausgaben und dem Einkommen der Wirtschaftssubjekte, so daß hier die Einkommens- mit der Ausgabenelastizität der Nachfrage zusammenfällt. Im folgenden wird deshalb stets der Begriff Ausgabenelastizität benutzt, um kenntlich zu machen, daß die Ersparnis als mögliche Verwendungsform des Einkommens nicht berücksichtigt wird. Die entsprechenden Nachfragefunktionen seien gegeben als:<sup>9</sup>

$$[B.4] \quad Q_1^D = c p_1^{\varepsilon_{11}} p_2^{\varepsilon_{12}} x_t^{\eta_1} L_t$$

$$[B.5] \quad Q_2^D = c p_2^{\varepsilon_{22}} p_1^{\varepsilon_{21}} x_t^{\eta_2} L_t$$

$$\text{mit } p_{1,2} = \text{Güterpreise}$$

$$x = \text{Einkommen (Ausgaben) je Arbeiter (L)}$$

$$\varepsilon_{ij} = \text{Preiselastizitäten}$$

$$\eta_i = \text{Ausgabenelastizitäten}$$

$$c, d = \text{Konstante.}$$

Die Nachfragehypothese des Strukturwandels besagt nun, daß mit steigendem Einkommen die Nachfrage nach Dienstleistungen überproportional zunimmt; danach ist die Ausgabenelastizität der Nachfrage nach Dienstleistungen

<sup>9</sup> Bei Division durch  $L_t$  erhält man die aus der Theorie des Haushalts bekannten Nachfragefunktionen für ein repräsentatives Wirtschaftssubjekt.

größer als Eins, so daß im Modell entsprechend der Nachfragehypothese  $\eta_2 > \eta_1$  gelten soll.<sup>10</sup>

Das Einkommen je Beschäftigten ( $x$ ) entspreche dem Wertgrenzprodukt der Arbeit und sei in beiden Sektoren aufgrund der vollkommenen Mobilität des homogenen Produktionsfaktors Arbeit gleich hoch. Demnach gilt:

$$[\text{B.6.1}] \quad x_1 = \frac{\partial Q_1^S}{\partial L_1} p_1 = a p_1 e^{\gamma_1 t}$$

$$[\text{B.6.2}] \quad x_2 = \frac{\partial Q_2^S}{\partial L_2} p_2 = b p_2 e^{\gamma_2 t}$$

$$\text{mit } x_1 = x_2 = x_t.$$

Dabei sei der produktivitätsstarke Sektor 1 der Lohnführer, so daß mit  $Q_1$  als *numéraire* ( $p_1 \equiv 1$ )

$$[\text{B.7.1}] \quad x_t = a e^{\gamma_1 t}$$

als Lohngleichung (Einkommengleichung) und

$$[\text{B.7.2}] \quad \frac{dx_t/dt}{x_t} = r_1$$

<sup>10</sup> Daß es sich bei den Exponenten der Argumente einer multiplikativ verknüpften Nachfragefunktion grundsätzlich um Elastizitäten handelt, läßt sich leicht veranschaulichen. Für die allgemeine Nachfragefunktion

$$Q_i = A p_i^{\gamma_i} x^{\beta_i} \quad \text{mit } A = \text{Konstante}$$

erhält man durch Logarithmieren:

$$\log Q_i = \log A + \gamma_i \log p_i + \beta_i \log x.$$

Die Preiselastizität der Nachfrage ist definiert als

$$\varepsilon_{ii} = \frac{\partial Q_i}{\partial p_i} \frac{p_i}{Q_i} = \frac{\partial \log Q_i}{\partial \log p_i}$$

und die Einkommenselastizität der Nachfrage als

$$\eta_i = \frac{\partial Q_i}{\partial x} \frac{x}{Q_i} = \frac{\partial \log Q_i}{\partial \log x},$$

so daß  $\gamma_i$  und  $\beta_i$  der hier gewählten Nachfragefunktion als Elastizitäten zu betrachten sind.

als prozentuale Veränderungsrate des Einkommens über die Zeit folgen.

Die Budgetrestriktion des Modells lautet:

$$[B.8] \quad x_t L_t = p_1 Q_{1,t}^D + p_2 Q_{2,t}^D.$$

Mit diesen Bausteinen soll im folgenden analysiert werden, welche Modell-ergebnisse sich für die Entwicklung der relativen Preise sowie der Mengen- und der Beschäftigungsstruktur ableiten lassen. Dabei ist bereits an dieser Stelle darauf hinzuweisen, daß die Modellergebnisse ganz entscheidend von den gewählten Nachfragegleichungen beeinflußt werden. Sie sollen deshalb noch näher erläutert werden, denn die hier gewählte funktionale Form ist nicht ohne theoretische und ökonometrische Probleme.

Eine offenkundige Restriktion der Nachfrage-theorie ist die sogenannte Adding-up-Bedingung, die besagt, daß die Summe der Ausgaben für einzelne Güterarten den Gesamtausgaben für den privaten Verbrauch entsprechen muß. Nachfragefunktionen wie [B.4] und [B.5], die in der logarithmierten Transformation dem Schätzansatz entsprechen, den Stone [1954] in seiner grundlegenden Analyse des Konsumentenverhaltens benutzte, stehen in der Regel im Widerspruch zur Adding-up-Bedingung, weil die mit solchen Funktionstypen geschätzten Koeffizienten als *konstante* Elastizitäten interpretiert werden müssen (vgl. dazu Fußnote 10 auf Seite 9). Konstante Elastizitäten sind aber nur dann mit der Adding-up-Bedingung vereinbar, wenn alle Ausgabenelastizitäten gleich Eins sind, denn die Ausgaben für ein Gut mit einer *konstanten* Ausgabenelastizität von über Eins müßten schließlich, bei steigendem Einkommen, die Gesamtausgaben überschreiten. Alle Ausgabenelastizitäten gleich Eins zu setzen würde jedoch der zu analysierenden Nachfragehypothese zuwiderlaufen. Aus ökonometrischer Sicht läßt sich dieses Problem dadurch lösen, daß man das totale Differential der logarithmierten Gleichungen [B.4] und [B.5] bildet. Die auf diese Weise transformierten Nachfragegleichungen können dann mit Hilfe der Slutsky-Zerlegung und unter Verwendung von Budgetanteilen so umformuliert werden, daß die Parameter nicht von vornherein im Gegensatz zu den allgemeinen Restriktionen der Nachfragetheorie stehen, sondern vielmehr einen empirischen Test dieser Restriktionen zulassen. Eine solche Formulierung der Nachfragefunktionen ist unter dem Namen Rotterdam-Modell bekanntgeworden [Barten, 1967; Theil, 1967].

Strenggenommen besteht allerdings nach wie vor das Problem, daß die Nachfragegleichungen des Rotterdam-Modells nur dann mit Nachfragegleichungen in der Niveauformulierung, wie etwa Gleichung [B.4] und Gleichung [B.5], kompatibel sind, wenn alle Ausgabenelastizitäten gleich Eins, alle Kreuzpreiselastizitäten gleich Null und alle Eigenpreiselastizitäten gleich minus Eins sind. Trotzdem kann man nicht sagen, daß das Rotterdam-Modell

implizit homothetische Nachfragefunktionen unterstellt [vgl. dazu Deaton und Muellbauer, 1980b]. Dagegen sprechen vor allem die empirischen Ergebnisse, die mit dem Rotterdam-Modell erzielt wurden [vgl. dazu beispielsweise Deaton, 1974].

Die log-lineare Spezifikation der Nachfragefunktion wurde hier allein aufgrund ihrer mathematischen Eigenschaften gewählt, die eine einfache Lösung des Modells gestatten. Um die vorteilhaften Eigenschaften dieses Funktionstyps nicht einzubüßen, kann man sich mit der Annahme quasi-homothetischer Präferenzen behelfen [Gorman, 1976], die mit steigenden Gesamtausgaben lediglich eine Annäherung der Ausgabenelastizitäten an Eins implizieren. Die hier benutzte Form kann deshalb als eine für die Modellanalyse zulässige Approximation an eine theoretisch widerspruchsfreie Nachfragefunktion gelten.

Zu bedenken ist darüber hinaus, daß die allgemeinen Restriktionen der Nachfragetheorie nicht in jedem Fall auch für marktmäßige Nachfragefunktionen Gültigkeit besitzen. Solche marktmäßigen Nachfragefunktionen werden aber bei empirischen Analysen üblicherweise geschätzt. Shafer und Sonnenschein [1982] zeigen, daß der Analogieschluß von der individuellen Nachfragefunktion auf die marktmäßige zulässig ist, wenn die Konsumenten homothetische Nutzenfunktionen aufweisen und die Einkommens-(Vermögens-)Verteilung konstant ist. Dies würde implizieren, daß alle Ausgabenelastizitäten gleich Eins sein müssen. Im realistischeren Fall nichthomothetischer Präferenzen gilt der Analogieschluß jedoch auch bei einer konstanten Einkommensverteilung nicht.

Dieses Aggregationsproblem wird bei empirischen Analysen in der Regel ignoriert. Dort arbeitet man üblicherweise mit der Annahme, daß sich mit den vorhandenen aggregierten Daten das Nachfrageverhalten eines "repräsentativen" (durchschnittlichen) Wirtschaftssubjekts erklären läßt; die aus der Theorie des individuellen Nachfrageverhaltens abgeleiteten Restriktionen werden dann auf das Nachfrageverhalten dieses repräsentativen Wirtschaftssubjekts übertragen. Die Voraussetzungen für eine solche Vorgehensweise scheinen aber nach aller empirischen Evidenz gerade nicht erfüllt zu sein. Empirisch orientierte Ökonomen messen diesem Aggregationsfehler allerdings nur eine geringe quantitative Bedeutung zu [Phlips, 1983], zumindest im Vergleich zu anderen Problemen, die bei Nachfrageanalysen häufig auftreten.

Festzuhalten bleibt, daß die im nächsten Abschnitt folgende Ableitung der Modellergebnisse nur unter der Einschränkung gilt, daß es sich bei der Formulierung der Nachfragegleichungen [B.4] und [B.5] lediglich um eine Approximation an ein theoretisch widerspruchsfreies Nachfragesystem handelt. Diese Approximation hat sich gleichwohl in vielen empirischen Analysen bewährt. Tatsächlich besteht derzeit wohl auch keine Alternative zu einer solchen Vorgehensweise, da es bisher keine explizite Formulierung eines theoretisch wider-

spruchsfreien Nachfragesystems zu geben scheint, das eine Lösung des hier betrachteten Modells gestatten würde.<sup>11</sup>

## II. Die Modellergebnisse<sup>12</sup>

### 1. Relative Preise

Bei vollkommener Konkurrenz entsprechen die relativen Preise im Wettbewerbsgleichgewicht den Grenzkosten. Die Grenzkosten ( $mc$ ) sind hier, bei nur einem Produktionsfaktor, definiert als das Verhältnis von Einkommen je Arbeiter ( $x$ ) zu physischem Grenzprodukt:

$$[B.9] \quad \frac{x}{\partial Q_1 / \partial L_1} \equiv mc_1 = p_1$$

$$[B.10] \quad \frac{x}{\partial Q_2 / \partial L_2} \equiv mc_2 = p_2.$$

Aus der Ableitung der Produktionsfunktionen [B.2] und [B.3] nach dem Faktor Arbeit erhält man:

$$[B.11] \quad p_2 / p_1 = \frac{x a e^{r_1 t}}{x b e^{r_2 t}} \\ = \frac{a}{b} e^{(r_1 - r_2)t}.$$

Die prozentuale Veränderungsrate der Preisrelation über die Zeit beträgt somit:

<sup>11</sup> Ein Beispiel für ein theoretisch widerspruchsfreies Nachfragesystem ist das Almost Ideal Demand System (AIDS) [Deaton, Muellbauer, 1980a]. AIDS-Nachfragefunktionen weisen eine additive Verknüpfung der Argumente auf, die sich nicht in eine multiplikative Darstellungsform, wie sie die hier benutzten Nachfragefunktionen besitzen, rückübersetzen läßt. Der Grund dafür ist, daß die AIDS-Nachfragefunktionen logarithmierte exogene und nichtlogarithmierte endogene Niveauvariable enthalten.

<sup>12</sup> Im folgenden wird aus Gründen der Übersichtlichkeit darauf verzichtet, den Zeitpunkindex  $t$  jeweils gesondert aufzuführen; für eine zusammenfassende graphische Darstellung der Modellergebnisse vgl. Abschnitt B.III.3.

$$[\text{B.12}] \quad \frac{d(p_2/p_1)/dt}{p_2/p_1} = r_1 - r_2.$$

Da  $(r_1 - r_2)$  annahmegemäß (Produktivitätshypothese) positiv ist, folgt aus dieser Ableitung, daß sich die Produkte des Sektors mit dem langsameren Produktivitätsfortschritt, also Dienstleistungen, relativ verteuern. Dieses Ergebnis folgt aus der linearen Transformationskurve des Modells. Es entspricht dem stilisierten empirischen Befund für die Entwicklung der relativen Preise, die im Modell nur von der Angebotsseite her bestimmt werden.<sup>13</sup>

## 2. Mengenstruktur und Beschäftigungsstruktur

Nach den Annahmen des Modells — geschlossenes Gesamtsystem, keine Ersparnis und keine Investitionen, keine Zwischenprodukte — fallen die Produktions- und die Konsumstruktur zusammen, so daß es nur eine Mengenstruktur gibt:

$$[\text{B.13}] \quad \frac{Q_2^S}{Q_1^S} = \frac{Q_2^D}{Q_1^D} = \frac{Q_2}{Q_1}.$$

Für Gleichgewichtseinkommen (Gleichung [B.7.1]) und für gleichgewichtige relative Preise (Gleichung [B.11]) erhält man mit  $p_1 \equiv 1$  aus den Nachfragegleichungen [B.4] und [B.5]:

$$\begin{aligned}
 [\text{B.14}] \quad \frac{Q_2}{Q_1} &= \frac{d}{c} p_2 (\varepsilon_{22} - \varepsilon_{12}) x^{(\eta_2 - \eta_1)} \\
 &= \frac{d}{c} \left[ \frac{a}{b} e^{(r_1 - r_2)t} \right]^{(\varepsilon_{22} - \varepsilon_{12})} \left[ a e^{r_1 t} \right]^{(\eta_2 - \eta_1)} \\
 &= \frac{d}{c} \left( \frac{a}{b} \right)^{(\varepsilon_{22} - \varepsilon_{12})} a^{(\eta_2 - \eta_1)} e^{[(r_1 - r_2)(\varepsilon_{22} - \varepsilon_{12}) + r_1(\eta_2 - \eta_1)]} \\
 &= K e^{[(r_1 - r_2)(\varepsilon_{22} - \varepsilon_{12}) + r_1(\eta_2 - \eta_1)]} \\
 \text{mit } K &= \frac{d}{c} \left( \frac{a}{b} \right)^{(\varepsilon_{22} - \varepsilon_{12})} a^{(\eta_2 - \eta_1)}.
 \end{aligned}$$

<sup>13</sup> Vgl. für einen empirischen Test der modellierten (schwachen) Exogenität der relativen Preise in den Nachfragegleichungen Abschnitt C.IV.5.

Die Veränderungsrate der Mengenstruktur über die Zeit ergibt sich dann als:

$$[B.15] \quad \frac{d(Q_2/Q_1)/dt}{Q_2/Q_1} = (r_1 - r_2)(\varepsilon_{22} - \varepsilon_{12}) + r_1(\eta_2 - \eta_1).$$

Um die Entwicklung der Beschäftigungsstruktur aufzeigen zu können, werden zunächst die beiden Produktionsfunktionen [B.2] und [B.3] nach dem Faktor Arbeit ( $L$ ) aufgelöst:

$$[B.16] \quad L_1 = \frac{1}{a} Q_1 e^{-r_1 t}$$

$$[B.17] \quad L_2 = \frac{1}{b} Q_2 e^{-r_2 t}.$$

Für Gleichgewichtseinkommen (Gleichung [B.7.1]) und gleichgewichtige relative Preise (Gleichung [B.11]) folgt dann für  $p_1 = 1$  mit Hilfe der Nachfragegleichungen [B.4] und [B.5]:

$$[B.18] \quad \begin{aligned} \frac{L_2}{L_1} &= K_0 \left[ \frac{a}{b} e^{(r_1 - r_2)t} \right]^{(\varepsilon_{22} - \varepsilon_{12})} \left[ a e^{r_1 t} \right]^{(\eta_2 - \eta_1)} e^{(r_1 - r_2)t} \\ &= K_0 \left( \frac{a}{b} \right)^{(\varepsilon_{22} - \varepsilon_{12})} a^{(\eta_2 - \eta_1)} e^{t[(r_1 - r_2)(\varepsilon_{22} - \varepsilon_{12}) + r_1(\eta_2 - \eta_1) + (r_1 - r_2)]} \\ &= K_1 e^{t[(r_1 - r_2)(1 + \varepsilon_{22} - \varepsilon_{12}) + r_1(\eta_2 - \eta_1)]} \end{aligned}$$

$$\text{mit } K_0 = \frac{ad}{bc}$$

$$K_1 = K_0 \left( \frac{a}{b} \right)^{(\varepsilon_{22} - \varepsilon_{12})} a^{(\eta_2 - \eta_1)}.$$

Die Veränderungsrate der Beschäftigungsstruktur über die Zeit erhält man somit als:

$$[B.19] \quad \frac{d(L_2/L_1)/dt}{L_2/L_1} = (r_1 - r_2)(1 + \varepsilon_{22} - \varepsilon_{12}) + r_1(\eta_2 - \eta_1).$$

Anders als für die Entwicklung der relativen Preise liefert das Modell also keine eindeutige Bestätigung der stilisierten Fakten für die Entwicklung der

Mengen- und der Beschäftigungsstruktur. Jeweils für sich genommen könnten sowohl bei der Mengengleichung (Gleichung [B.15]) als auch bei der Beschäftigungsgleichung (Gleichung [B.19]) für  $r_1 > r_2$  (Produktivitätshypothese) und für  $\eta_2 > \eta_1$  (Nachfragehypothese) im Ergebnis steigende, sinkende oder konstante Dienstleistungsanteile auftreten, je nachdem, welche Eigenpreis- ( $\epsilon_{22}$ ) bzw. Kreuzpreiselastizität ( $\epsilon_{12}$ ) als plausibel betrachtet wird.

Dabei ist zu beachten, daß man im Zwei-Güter-Modell bei Gültigkeit der allgemeinen Restriktionen der Nachfragetheorie<sup>14</sup> nur  $(n-1)(1/2n+1) = 2$  Parameter frei wählen kann, also beispielsweise eine Ausgaben- und eine Preiselastizität. Festzuhalten bleibt aber, daß beide Hypothesen zusammen nur dann die stilisierten Fakten des Strukturwandels erklären können, wenn die Dienstleistungsnachfrage ausgabenelastisch ( $\eta_2 > \eta_1$ ) und zugleich preisunelastisch ( $\epsilon_{22} > -1$ ) reagiert. Wenn allerdings die Mengenstruktur, den stilisierten Fakten entsprechend, tatsächlich konstant bleibt, dann muß sich nach den Modellergebnissen die Beschäftigungsstruktur zugunsten des Dienstleistungssektors verschieben. Dies wird deutlich, wenn man die Beschäftigungsgleichung [B.19] als Summe aus Mengengleichung [B.15] und dem Term  $(r_1 - r_2)$  darstellt. Demnach verschiebt sich die Beschäftigungsstruktur um  $(r_1 - r_2)$ , wenn sich die Mengenstruktur nicht verändert. Dies entspricht wiederum der Produktivitätshypothese, die annahmegemäß erfüllt sein soll, so daß  $(r_1 - r_2) > 0$  gilt, was zu zeigen war. Insgesamt betrachtet können mit dem Modell also die stilisierten Fakten des Strukturwandels reproduziert werden. Es gibt aber keinen modellimmanenten Mechanismus, der sicherstellen würde, daß es gerade zu einer solchen Parameterkonstellation kommt, die die Mengenstruktur unverändert läßt.

Zu fragen ist deshalb, welche numerischen Werte die Modellparameter annehmen können, wenn die stilisierten Fakten des Strukturwandels bei gleichzeitiger Gültigkeit der Produktivitäts- und der Nachfragehypothese reproduziert werden sollen. Diese Parameter können dann im Hinblick auf ihre empirische Plausibilität geprüft werden. Falls dies zu widersprüchlichen Ergebnissen führt, hätte man Evidenz dafür gefunden, daß entweder eine der beiden Hypothesen zur Ermittlung des Strukturwandels nicht schlüssig sein kann oder daß die hier so genannten stilisierten Fakten keine zulässige Vereinfachung der empirischen Befunde darstellen.

Als wichtiges Zwischenergebnis bleibt deshalb festzuhalten, daß sich der empirische Gehalt des Modells nicht allein darin erschöpft, die stilisierten Fakten des Strukturwandels zu reproduzieren. Hinzu kommt, daß das Modell die vielen a priori denkbaren Parameterkonstellationen auf eine kleine Anzahl be-

<sup>14</sup> Vgl. zur Diskussion der allgemeinen Restriktionen der Nachfragetheorie Abschnitt B.III.1.

schränkt, die einen theoretischen Konsistenztest bestehen. Die in diesem Kapitel angestellten Überlegungen verdeutlichen, daß den Ausgaben- und den Preiselastizitäten dabei eine besondere Bedeutung zukommt. Wenn man den sektoral unterschiedlichen Produktivitätsfortschritt einmal als faktisch richtig<sup>15</sup> und die Verschiebung der Beschäftigungsstruktur — im Gegensatz zum Befund einer konstanten Mengenstruktur — als eine unbestrittene empirische Tatsache akzeptiert, dann lassen sich die zulässigen Konstellationen für die Nachfrageelastizitäten mit Hilfe der allgemeinen Restriktionen der Nachfragetheorie recht eng eingrenzen. Hält man dagegen bestimmte Parameterkonstellationen für besonders plausibel, dann kann man umgekehrt überprüfen, ob die stilisierten Fakten in der beschriebenen Form überhaupt reproduziert werden können. Dabei sind insbesondere die Implikationen einer konstanten Mengenstruktur zu beachten, die grundsätzlich nur mit einer wesentlich kleineren Anzahl von Parameterkonstellationen vereinbar ist als die Verschiebung der Beschäftigungsstruktur zugunsten des Dienstleistungssektors.

Das Ziel dieser Arbeit könnte somit recht gut durch ein Zitat von Knight [1940, S. 31] beschrieben werden: "The application of (the formal principles of economic theory) is ... chiefly significant negatively rather than positively, for showing what is 'wrong' rather than what is 'right' ..." <sup>16</sup> Im folgenden soll geprüft werden, welches Gewicht den beiden Hypothesen für die Erklärung des Strukturwandels zukommt, oder ob möglicherweise nur eine der beiden Hypothesen relevant ist. Dabei beschreibt das hier vorgestellte Modell den derzeitigen Stand der wissenschaftlichen Diskussion in expliziter Form. Aufgrund seiner Restriktionen besteht natürlich die Gefahr, daß es an der Realität scheitert. Gerade dieser Umstand macht aber seinen empirischen Gehalt aus: Modelle, die alles erklären können, erklären letztlich nichts. Es geht also darum, das Modell so zu restringieren, daß es scheitern kann, aber nicht notwendigerweise scheitern muß. Diese Eigenschaft weist das hier betrachtete Modell auf, wie die folgende Diskussion seiner Restriktionen zeigen wird.

<sup>15</sup> Wie bereits erwähnt, kann diese Hypothese anhand des derzeit verfügbaren statistischen Materials nicht falsifiziert werden.

<sup>16</sup> Hier zitiert nach Mokyr [1977], der dieses Zitat seiner Analyse der relativen Bedeutung von Angebots- und Nachfragefaktoren für die Industrielle Revolution voranstellt. Er kommt in dieser Studie zu dem Ergebnis, daß die Nachfragekomponente keinen wesentlichen Beitrag zur Erklärung der Industriellen Revolution leistet.

### III. Die Modellparameter und die allgemeinen Restriktionen der Nachfragetheorie

#### 1. Präferenzstruktur und restringierte Nachfrageelastizitäten

Zu den allgemeinen Restriktionen der Nachfragetheorie gehören die Adding-up-, die Homogenitäts-, die Symmetrie- und die Negativitätsbedingung.<sup>17</sup> Jedes Nachfragesystem, das aus der Nutzenmaximierung unter der Nebenbedingung einer Budgetbeschränkung hergeleitet wird, muß diesen Restriktionen genügen. Dabei hängt die Gültigkeit der Restriktionen nicht von der Form der dem betrachteten Nachfragesystem zugrundeliegenden Nutzenfunktion ab. Die Gültigkeit der allgemeinen Restriktionen ist allerdings nicht mehr gewährleistet, wenn man es mit instabilen Präferenzen der Konsumenten und damit mit instabilen Nachfragefunktionen zu tun hat. Empirischen Schätzungen von Nachfragesystemen liegt deshalb in der Regel die implizite Annahme zugrunde, daß sich die Präferenzen der Konsumenten der jeweils betrachteten Stichprobe, das heißt über den Beobachtungszeitraum oder über den Querschnitt hinweg, nicht ändern.

Tatsächlich läßt sich zumindest für hochaggregierte Gütergruppen zeigen, daß die Annahme stabiler Präferenzen entgegen dem ersten Anschein durchaus mit der empirischen Evidenz zu vereinbaren ist. Die implizite Annahme für eine Analyse der Konsumausgaben im internationalen Vergleich lautet beispielsweise, daß die Präferenzen der über die Welt verteilten Konsumenten als eine Schar von Indifferenzkurven dargestellt werden können, die sich nicht schneiden. Diese Annahme kann dann als falsifiziert gelten, wenn die tatsächlichen Konsumententscheidungen nicht mit dem Theorem der offenbaren Präferenzen zu vereinbaren sind. Nach den empirischen Ergebnissen von Kravis et al. [1982, Kapitel 9] ist das aber nicht der Fall, denn die dort angestellten Berechnungen zeigen, daß die weltweit beobachteten Preise und Mengen für verschiedene Güterbündel nicht im Widerspruch zu diesem Theorem stehen.<sup>18</sup> Ohne die Annahme weltweit gleicher Präferenzen machte es allerdings auch nur wenig Sinn, den Strukturwandel in der Weltwirtschaft mit Hilfe von für einzelne Län-

<sup>17</sup> Vgl. für einen aktuellen Überblick zum Stand der Nachfragetheorie und zur Interpretation der jüngsten empirischen Befunde Blundell [1988].

<sup>18</sup> Varian [1982] testet das Theorem der offenbaren Präferenzen mit Hilfe nichtparametrischer Verfahren und gelangt zu dem Ergebnis, daß die aggregierten Konsumdaten für die Vereinigten Staaten für den Zeitraum 1947–1978 ebenfalls mit der Annahme eines nutzenmaximierenden Verhaltens eines repräsentativen Konsumenten in Einklang stehen.

der geschätzten Nachfrageelastizitäten erklären zu wollen.<sup>19</sup> Dabei heißt weltweit gleiche Präferenzen natürlich nicht, daß überall die gleichen Mengen nachgefragt werden. International gleiche Präferenzen für relativ große Güterbündel heißt aber, daß das (aggregierte) Nachfrageverhalten mit unterschiedlichen Einkommen und unterschiedlichen relativen Preisen erklärt werden kann, so wie es der Befund in Kravis et al. [1982] nahelegt.

Wenn nun die Annahme stabiler Präferenzen für die hier interessierende Nachfrage nach hochaggregierten Gütergruppen offenkundig eine gewisse Plausibilität zu besitzen scheint, dann müssen die allgemeinen Restriktionen der Nachfragetheorie für jedes empirische Nachfragesystem gelten. Dabei lassen sich die Adding-up-, die Homogenitäts-, die Symmetrie- und die Negativitätsbedingung in Elastizitäten formulieren als:<sup>20</sup>

$$[B.20] \quad \sum_i w_i \eta_i = 1 \quad (\text{Adding-up})$$

$$[B.21] \quad \sum_j \varepsilon_{ij}^* = 0 \quad (\text{Homogenität})$$

$$[B.22] \quad \varepsilon_{ij}^* w_i = \varepsilon_{ji}^* w_j \quad (\text{Symmetrie})$$

$$[B.23] \quad \varepsilon_{ii}^* < 0 \quad (\text{Negativität})$$

mit  $w_i =$  Ausgabenteil der Gütergruppe  $i$

$\varepsilon_{ij}^* =$  kompensierte Preiselastizitäten.

Der Zusammenhang dieser Restriktionen mit den Modellergebnissen für die Mengen- und die Beschäftigungsstruktur (Gleichungen [B.15] und [B.19]) wird deutlich, wenn man die Homogenitätsbedingung in unkompenzierter Form schreibt als:

$$[B.24] \quad \sum_j \varepsilon_{ij} + \eta_i = 0.$$

Für den Zwei-Güter-Fall muß also gelten, daß

$$[B.25.1] \quad \varepsilon_{11} + \varepsilon_{12} + \eta_1 = 0 \quad \text{bzw.}$$

<sup>19</sup> Dieser Befund liefert letztlich auch die inhaltliche Begründung dafür, daß sich die empirische Analyse der Dienstleistungsnachfrage in Kapitel C auf verschiedene Datensätze für die Bundesrepublik Deutschland beschränkt.

<sup>20</sup> Vgl. für eine ausführliche Diskussion der Restriktionen der Nachfragetheorie im Zusammenhang mit dem benutzten Schätzansatz Abschnitt C.II.2.

$$[B.25.2] \quad \varepsilon_{22} + \varepsilon_{21} + \eta_2 = 0.$$

Demnach hängen die Modellergebnisse [B.15] und [B.19] bei Gültigkeit der Produktivitäts- und der Nachfragehypothese ganz entscheidend davon ab, welchen Wert die Differenz  $\varepsilon_{22} - \varepsilon_{12}$  annimmt. Damit die stilisierten Fakten des Strukturwandels mit dem Modell unzweideutig reproduziert werden können, muß gezeigt werden, daß  $0 > (\varepsilon_{22} - \varepsilon_{12}) > -1$  gilt. Falls  $(\varepsilon_{22} - \varepsilon_{12}) > 0$  gilt, kann die Mengenstruktur nicht konstant bleiben (Gleichung [B.15]); falls  $(\varepsilon_{22} - \varepsilon_{12}) < -1$  gilt, würde das Ergebnis für die Beschäftigungsstruktur nicht mehr eindeutig ausfallen (Gleichung [B.19]).

Für den hier betrachteten Fall kann nun gezeigt werden, daß die Differenz  $\varepsilon_{22} - \varepsilon_{12}$  bei Gültigkeit der Nachfragehypothese ( $\eta_2 > \eta_1$ ) zwar immer kleiner als Null sein muß, aber nicht notwendig größer als minus Eins ist. Um zu diesem Ergebnis zu gelangen, benutzt man die Definitionsgleichungen für die unkompenzierten Preiselastizitäten:

$$[B.26] \quad \varepsilon_{ij} = \varepsilon_{ij}^* - \eta_i w_j \quad \text{bzw.}$$

$$[B.27] \quad \varepsilon_{ii} = \varepsilon_{ii}^* - \eta_i w_i.$$

Aus der Homogenitätsbedingung [B.21] für den Zwei-Güter-Fall folgt, daß

$$[B.28] \quad \varepsilon_{22}^* = -\varepsilon_{21}^*$$

gelten muß, und aus der Symmetriebedingung [B.22] folgt, daß

$$[B.29] \quad \varepsilon_{21}^* w_2 = \varepsilon_{12}^* w_1$$

gelten muß, so daß man nach einigen Umformulierungen erhält:

$$[B.30] \quad \varepsilon_{22} - \varepsilon_{12} = \varepsilon_{12}^* \left( -1 - \frac{w_1}{w_2} \right) - w_2 (\eta_2 - \eta_1).$$

Kompenzierte Kreuzpreiseffekte können im Zwei-Güter-Fall nicht negativ sein, was aus [B.28] in Verbindung mit der Negativitätsbedingung [B.23] folgt. Der erste Term von [B.30] ist also eindeutig negativ, denn Ausgabenanteile können nur positive Werte annehmen. Dies gilt unter der annahmegemäß erfüllten Bedingung für die Nachfragehypothese ( $\eta_2 > \eta_1$ ) auch für den zweiten Term. Damit nimmt die Differenz  $(\varepsilon_{22} - \varepsilon_{12})$  hier unzweifelhaft einen negativen Wert an, was zu zeigen war. Unbestimmt muß aber bleiben, ob dieser Ausdruck c.p. auch größer als minus Eins ist. Demnach reichen die Produktivitäts-

und die Nachfragehypothese für sich genommen noch nicht aus, um die stilisierten Fakten des Strukturwandels mit Hilfe des Modells reproduzieren zu können. Vielmehr kommt nach diesem Ergebnis auch den Preiselastizitäten ein wesentlicher Erklärungsbeitrag für das Muster des Strukturwandels zu. Diese zusätzliche Einflußgröße ist bei empirischen Arbeiten zur Strukturanalyse in der Regel übersehen worden.<sup>21</sup>

## 2. Die Konsequenzen alternativer Nachfrageelastizitäten für die Modellergebnisse

Nach der Homogenitätsbedingung [B.24] muß die Summe der unkompenzierten Eigen- und Preiselastizitäten eines Gutes dem Betrag nach der Ausgabenelastizität entsprechen. Wenn die Dienstleistungsnachfrage ausgabenelastisch und gleichzeitig preisunelastisch reagiert, wobei ersteres der Nachfragehypothese entspricht und letzteres aus empirischer Sicht recht eindeutig zu sein scheint, dann muß die Summe der verbleibenden unkompenzierten Kreuzpreiseffekte einen negativen Wert annehmen. Nun wurde bereits darauf hingewiesen, daß der Kreuzpreiseffekt im Zwei-Güter-Fall nicht unabhängig von der Eigenpreiselastizität betrachtet werden kann, und hinzu kommt noch, daß hier der *kompenzierte* Kreuzpreiseffekt einen positiven Wert annehmen muß. A priori kann man nicht entscheiden, ob die vorhandene empirische Evidenz diesen Restriktionen tatsächlich genügt. Deshalb wird im folgenden zunächst jeweils die theoretische Konsistenz der geschätzten Nachfrageelastizitäten überprüft, bevor die Konsequenzen alternativer Parameterkonstellationen für die Modellergebnisse analysiert werden.

Wie die Ableitung der Modellergebnisse verdeutlicht hat, können die Modellparameter in drei Gruppen eingeteilt werden: die Produktivitätsratendifferenz, die Ausgabenelastizitäten und die Preiselastizitäten. Da es a priori keine empirische Evidenz gibt, die gegen die Annahme einer positiven Produktivitätsratendifferenz ( $r_1 > r_2$ ; Produktivitätshypothese) sprechen würde, bleibt zu fragen, welche empirische Evidenz für die Nachfrageparameter des Modells — die Ausgaben- und die Preiselastizitäten der Dienstleistungsnachfrage — angeführt werden kann. Kaum strittig sein dürfte, daß die Dienstleistungsnachfrage

<sup>21</sup> In einer Kritik des ursprünglichen Baumol-Modells [Bradford, 1969] findet man, allerdings in einer Fußnote versteckt, einen Hinweis darauf, daß die relativen Beschäftigungsgewinne des Dienstleistungssektors nicht ohne die implizite Annahme einer preisunelastischen Dienstleistungsnachfrage erklärt werden können.

als preisunelastisch anzusehen ist ( $0 > \epsilon_{22} > -1$ ), wobei ein Wert in der Nähe von  $-0,6$  als plausibel gilt.<sup>22</sup>

Für die Ausgabenelastizität der Dienstleistungsnachfrage gibt es dagegen keinen eindeutigen Befund, stellvertretend seien hier deshalb beispielhaft drei idealisierte Fälle für den Zwei-Güter-Fall durchgerechnet, die sich auf die empirischen Ergebnisse verschiedener Studien stützen.<sup>23</sup> Allen Berechnungen liegt die Annahme zugrunde, daß der Anteil der Dienstleistungsausgaben ( $w_2$ ) an den gesamten Ausgaben für den privaten Verbrauch 40 vH beträgt; der Anteil der zusammengefaßten anderen Verbrauchsausgaben ( $w_1$ ) beträgt somit 60 vH.

### *Fall 1: Ausgabenelastische Dienstleistungsnachfrage*

Dieser Fall entspricht der Nachfragehypothese. Hier sei angenommen, daß

$$\begin{aligned}\eta_2 &= 1,05 \\ \epsilon_{22} &= -0,6\end{aligned}$$

gilt [Inman, 1985a]. Aus der Adding-up-Bedingung [B.20] erhält man

$$\begin{aligned}\eta_1 &= (1 - \eta_2 w_2) / w_1 \\ &= 0,97\end{aligned}$$

und mit Hilfe der Homogenitätsbedingung [B.24] folgt aus [B.26]

$$\begin{aligned}\epsilon_{21}^* &= \epsilon_{21} + \eta_2 w_1 \\ &= 0,18.\end{aligned}$$

<sup>22</sup> Vgl. dazu beispielsweise Inman [1985a]. Als grundlegende Studie zur Preiselastizität der Dienstleistungsnachfrage gilt Houthakker und Taylor [1966]. Dort werden allerdings lediglich für verschiedene Gruppen von Dienstleistungsausgaben Preiselastizitäten ermittelt, nicht für Dienstleistungen als Aggregat; vgl. dazu auch die Ergebnisse einer internationalen Querschnittsanalyse in Luch et al. [1977]. Demgegenüber schätzt Summers [1985] eine Eigenpreiselastizität der aggregierten Dienstleistungsnachfrage von  $-0,6$ . (Bei dem veröffentlichten Wert von  $-0,06$  handelt es sich offensichtlich um einen Druckfehler.)

<sup>23</sup> Anhand einer internationalen Querschnittsanalyse schätzen Luch et al. [1977] eine ausgabenelastische Dienstleistungsnachfrage, während Summers [1985] eine sehr nahe bei Eins liegende Elastizität ermittelt. Hammes et al. [1989] erhalten bei Zeitreihenanalysen für verschiedene Länder im Mittel eine ausgabenunelastische Dienstleistungsnachfrage. Für die Bundesrepublik Deutschland wurden ebenfalls recht unterschiedliche Ausgabenelastizitäten der Dienstleistungsnachfrage ermittelt: Dicke und Heitger [1977] schätzen eine ausgabenelastische Dienstleistungsnachfrage; Fels und Schmidt [1981] schätzen eine Ausgabenelastizität der Dienstleistungsnachfrage in der Nähe von Eins.

Damit erfüllen die numerischen Werte für  $\eta_2$  und  $\varepsilon_{22}$  in diesem Beispiel die allgemeinen Restriktionen der Nachfrage Theorie. Für die Modellergebnisse ist nun entscheidend, welchen Wert die Differenz  $\varepsilon_{22} - \varepsilon_{12}$  annimmt. Dazu berechnet man zunächst  $\varepsilon_{12}^*$  aus der Symmetriebedingung [B.22] als

$$\begin{aligned}\varepsilon_{12}^* &= \varepsilon_{21}^* w_2 / w_1 \\ &= 0,12.\end{aligned}$$

Nach Gleichung [B.26] folgt dann für

$$\begin{aligned}\varepsilon_{12} &= \varepsilon_{12}^* - \eta_1 w_2 \\ &= -0,27.\end{aligned}$$

Die Differenz  $\varepsilon_{22} - \varepsilon_{12}$  nimmt hier also einen Wert an, der zwischen Null und minus Eins liegt. Deshalb können die stilisierten Fakten des Strukturwandels bei dieser Konstellation der Nachfrageelastizitäten reproduziert werden, wenn sich der positive und der negative Term in der Mengengleichung [B.15] zu Null saldieren.

#### **Fall 2: Homothetische Nachfragefunktionen**

Wenn die Dienstleistungsnachfrage eine Ausgabenelastizität von Eins aufweist [Summers, 1985], muß nach der Adding-up-Bedingung im Zwei-Güter-Fall die verbleibende Ausgabenelastizität ebenfalls gleich Eins sein; die Eigenpreiselastizität sei in diesem Beispiel weiterhin

$$\varepsilon_{22} = -0,6.$$

Aus der Homogenitätsbedingung [B.24] folgt dann:

$$\varepsilon_{21} = -0,4.$$

Analog zum vorhergehenden Fall läßt sich auch hier zeigen, daß der kompensierte Kreuzpreiseffekt positiv ist und daß die Differenz  $\varepsilon_{22} - \varepsilon_{12}$  wiederum einen Wert zwischen Null und minus Eins annimmt. Anders als im vorhergehenden Fall können die stilisierten Fakten des Strukturwandels bei dieser Parameterkonstellation aber nicht vollständig reproduziert werden, weil der positive Nachfrageeffekt entfällt, das heißt, hier gilt  $\eta_2 - \eta_1 = 0$ . Dies hat zum einen zur Folge, daß das Modell c.p. im Vergleich zum vorhergehenden Fall eine deutlich schwächere Verschiebung der Beschäftigungsanteile zugunsten des Dienstleistungssektors vorhersagt (Gleichung [B.19]). Zum anderen kann die Mengenstruktur im Verlauf des wirtschaftlichen Wachstums jetzt nicht mehr konstant bleiben: Sie muß sich vielmehr zu Lasten des Dienstleistungssektors

verschieben, weil der erste Term in Gleichung [B.15] bei dieser Konstellation einen negativen Wert annimmt und der zweite gleich Null ist.<sup>24</sup>

**Fall 3: Ausgabenunelastische Dienstleistungsnachfrage**

Abschließend sei ein Beispiel mit

$$\begin{aligned}\eta_2 &= 0,65 \quad \text{und} \\ \varepsilon_{22} &= -0,14\end{aligned}$$

betrachtet, wobei es sich um Durchschnittswerte aus Hammes et al. [1989] handelt. Dies ist allerdings für die hier angenommenen Ausgabenanteile keine theoretisch konsistente Konstellation, weil nach der Definitionsgleichung [B.27] gilt:

$$\begin{aligned}\varepsilon_{22}^* &= \varepsilon_{22} + \eta_2 w_2 \\ &= 0,12,\end{aligned}$$

was nach der Negativitätsbedingung [B.23] ausgeschlossen ist. Demnach muß die unkompenzierte Eigenpreiselastizität dem Betrag nach größer als die gewichtete Ausgabenelastizität sein, damit die Negativitätsbedingung erfüllt sein kann. Wenn man deshalb in diesem Beispiel die unkompenzierte Eigenpreiselastizität annimmt als:

$$\varepsilon_{22} = -0,3,$$

dann folgt die kompenzierte Eigenpreiselastizität als

$$\varepsilon_{22}^* = -0,4$$

<sup>24</sup> Eine Ausgabenelastizität von Eins könnte auch als Evidenz für eine Cobb-Douglas-Nachfragefunktion interpretiert werden. Bei diesem Funktionstyp ist zugleich aber auch die Eigenpreiselastizität auf minus Eins restringiert. Wenn man eine Cobb-Douglas-Nutzenfunktion als repräsentativ für die Präferenzen der Konsumenten akzeptiert, dann können weder die Produktivitäts- noch die Nachfragehypothese den Strukturwandel zugunsten der Dienstleistungsbeschäftigung erklären (Gleichung [B.19]), weil sowohl der Term  $(r_1 - r_2)(1 + \varepsilon_{22} - \varepsilon_{12})$  als auch der Term  $r_1(\eta_2 - \eta_1)$  in diesem Fall den Wert Null annehmen müßten. Die Beschäftigungsstruktur würde sich im Verlauf des wirtschaftlichen Wachstums also nicht verändern; und die Mengenstruktur könnte nur dann konstant bleiben, wenn es keinen sektoral unterschiedlichen Produktivitätsfortschritt gäbe (Gleichung [B.15]). Eine Cobb-Douglas-Nutzenfunktion generiert somit Nachfrageelastizitäten, die bei sektoral unterschiedlichen Veränderungsraten der Produktivität Strukturwandel bei der Beschäftigung ausschließen und Strukturwandel bei den Mengen erzwingen. Dies steht aber genau im Gegensatz zu den skizzierten stilisierten Fakten des Strukturwandels.

und somit nach der Homogenitätsbedingung [B.21]

$$\varepsilon_{21}^* = 0,4,$$

so daß die allgemeinen Restriktionen der Nachfragetheorie bei dieser Konstellation wiederum erfüllt sind. Allerdings ergeben sich auch hier weitreichende Konsequenzen für die Modellergebnisse. Zunächst erhält man über die Symmetriebedingung [B.22]:

$$\begin{aligned}\varepsilon_{12}^* &= \varepsilon_{21}^* w_2 / w_1 \\ &= 0,03.\end{aligned}$$

Der unkompenzierte Kreuzpreiseffekt folgt dann nach Gleichung [B.26] als:

$$\begin{aligned}\varepsilon_{12} &= \varepsilon_{12}^* - \eta_1 w_2 \\ &= -0,46,\end{aligned}$$

wobei sich die Ausgabenelastizität  $\eta_1$  aus der Adding-up-Bedingung [B.20] bestimmen läßt als

$$\eta_1 = 1,23.$$

Die für die Modellergebnisse wichtige Differenz  $\varepsilon_{22} - \varepsilon_{12}$  nimmt hier einen *positiven* Wert an, was, wie gezeigt wurde, für  $\eta_2 < \eta_1$  durchaus zulässig ist. Bei dieser Konstellation erhält man für die Beschäftigungsstruktur kein eindeutiges Ergebnis, weil der erste Term in Gleichung [B.19] ein positives und der zweite ein negatives Vorzeichen annimmt. Daß sich die Beschäftigungsstruktur zugunsten des Dienstleistungssektors ändert, so wie es den stilisierten Fakten entspricht, ist bei diesem Ergebnis aber nicht ausgeschlossen. Für die Mengenstruktur erhält man demgegenüber einen eindeutigen Befund (Gleichung [B.15]): Sie muß sich auch in diesem Beispiel zu *Lasten* des Dienstleistungssektors verschieben, wie folgende Ableitung verdeutlicht. Wenn die rechte Seite von Gleichung [B.30] in die Gleichung für die Entwicklung der Mengenstruktur [B.15] eingesetzt wird, erhält man:

$$\begin{aligned}
 \frac{d(Q_2/Q_1)/dt}{Q_2/Q_1} &= (r_1 - r_2) \left[ \varepsilon_{12}^* \left( -1 - \frac{w_1}{w_2} \right) - w_2 (\eta_2 - \eta_1) \right] + r_1 (\eta_2 - \eta_1) \\
 &= (r_1 - r_2) \varepsilon_{12}^* \left( -1 - \frac{w_1}{w_2} \right) - (r_1 - r_2) w_2 (\eta_2 - \eta_1) + r_1 (\eta_2 - \eta_1) \\
 &= (r_1 - r_2) \varepsilon_{12}^* \left( -1 - \frac{w_1}{w_2} \right) - r_1 w_2 (\eta_2 - \eta_1) + r_2 w_2 (\eta_2 - \eta_1) \\
 &\quad + r_1 (\eta_2 - \eta_1).
 \end{aligned}$$

Nun folgt aus dieser Schreibweise, daß mit

$$\begin{aligned}
 r_1, r_2 &> 0 \\
 r_1 - r_2 &> 0 \\
 \varepsilon_{12}^* &> 0 \\
 w_i &> 0 \\
 \eta_2 - \eta_1 &< 0
 \end{aligned}$$

alle Terme bis auf den zweiten ein negatives Vorzeichen aufweisen. Zu fragen ist deshalb, ob der positive Wert dieses Terms die Summe der negativen Werte der anderen Terme kompensieren oder gar überkompensieren kann. Daß dies unmöglich ist, zeigt ein Vergleich des zweiten mit dem vierten Term:

$$r_1 w_2 (\eta_2 - \eta_1) < r_1 (\eta_2 - \eta_1).$$

Deshalb verschieben sich die Mengenanteile für die in diesem Beispiel gewählte Konstellation von Nachfrageelastizitäten eindeutig zu Lasten des Dienstleistungssektors, was im Gegensatz zu den stilisierten Fakten steht.

### 3. Die Modellprognose: Ausgabenelastizitäten und stilisierte Fakten

Die empirische Evidenz für die verschiedenen Elemente des Modells läßt sich wie folgt beschreiben. Wenig Zweifel bestehen daran, daß das Produktivitätsdifferential ( $r_1 - r_2$ ) positiv ist und daß die Dienstleistungsnachfrage preisunelastisch reagiert. Ebenso dürfte die empirische Evidenz für die Entwicklung der relativen Preise und der Beschäftigungsanteile wenig Anlaß für kontroverse Diskussionen bieten. Anders sieht es hingegen hinsichtlich der Ausgabenelastizitäten und der Entwicklung der Mengenstruktur aus. Hier läßt weder die empi-

rische Evidenz noch das Modellergebnis eine eindeutige Aussage zu. Die Modellprognose für den Einfluß der Ausgabenelastizität auf die Entwicklung der Mengenstruktur — also die Prognose für das Zusammenspiel der beiden Elemente des Modells, die empirisch am wenigsten gesichert erscheinen — läßt sich nun zusammenfassend sehr einfach anhand einer graphischen Analyse verdeutlichen. In Schaubild 1 sind die drei zu unterscheidenden Fälle einer ausgabenunelastischen ( $\eta_2 < 1$ ), einer homothetischen ( $\eta_2 = 1$ ) und einer ausgabenelastischen ( $\eta_2 > 1$ ) Dienstleistungsnachfrage für ein identisches Grundmuster dargestellt worden.

Auf der Vertikalen und auf der Horizontalen sind die beiden Güter des Modells,  $Q_1$  (Nicht-Dienstleistungen) und  $Q_2$  (Dienstleistungen), abgetragen. Die Nachfrageseite wird durch die Indifferenzkurven  $I'$  sowie  $I''$  repräsentiert, die Produktionsseite durch die Transformationskurven  $TT'$  sowie  $TT''$ . Dabei ist die Transformationskurve eine Gerade, weil das Modell nur einen Inputfaktor, Arbeit, enthält. Sie fällt hier deshalb mit der Preisgeraden zusammen.

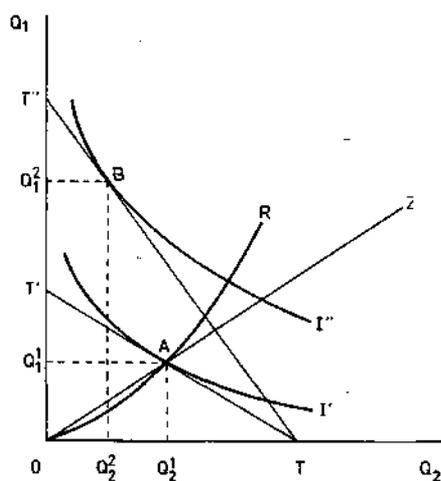
Die Ausgangssituation  $A$  sei jeweils bestimmt durch den Tangentialpunkt der Indifferenzkurve  $I'$  mit der Transformationskurve (Preisgeraden)  $TT'$ . In Punkt  $A$  ist also jeweils ein gesamtwirtschaftliches Gleichgewicht erreicht. Dort gilt Grenzrate der Transformation gleich Grenzrate der Substitution gleich Preisverhältnis. Gezeigt wird nun, welche neuen Gleichgewichtspunkte ( $B$ ) für ein höheres Indifferenzkurvenniveau ( $I''$ ) realisiert werden können, wenn sich der relative Dienstleistungspreis erhöht. Dabei ist die relative Preisänderung identisch mit der Drehung der Transformationskurve von  $TT'$  auf  $TT''$ , was aus dem Modellergebnis (Gleichung [B.12]) folgt, demzufolge die Veränderungsrate des Preisverhältnisses gerade der Differenz der sektoralen Veränderungsrate der Produktivität entspricht. Dieser unterschiedliche sektorale Produktivitätsfortschritt verursacht wiederum die Drehung der Transformationskurve.

Die gesuchte Entwicklung der Mengenstruktur kann nun an der Veränderung der Relation von  $Q_1$  zu  $Q_2$  abgelesen werden. Eine konstante Mengenstruktur würde man beispielsweise erhalten, wenn die beiden Tangentialpunkte der Indifferenzkurven  $I'$  und  $I''$  an die Preisgeraden (Transformationskurven)  $TT'$  und  $TT''$ , also die Gleichgewichtspunkte  $A$  und  $B$ , auf einer durch den Ursprung verlaufenden Geraden lägen. Eine solche Gerade ist hier jeweils als Hilfslinie  $OZ$  eingezeichnet worden.

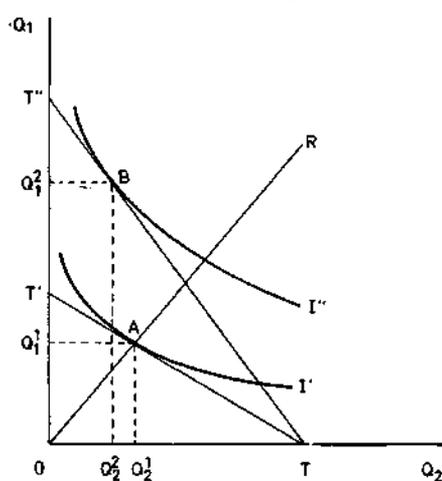
Die unterschiedlichen Ausgabenelastizitäten werden jeweils durch den Expansionspfad  $OR$  abgebildet, dessen Verlauf von der Gestalt der Indifferenzkurven bestimmt wird. Seine Schnittpunkte mit den Indifferenzkurven müssen immer dieselbe Steigung aufweisen. Ein linearer Expansionspfad, der homothetische Nachfragefunktionen ( $\eta_1 = \eta_2 = 1$ ) repräsentiert, fällt mit der Hilfslinie  $OZ$  zusammen, denn bei homothetischen Nachfragefunktionen bewirkt eine

### Schaubild 1 — Ausgabenelastizitäten und Mengenstruktur

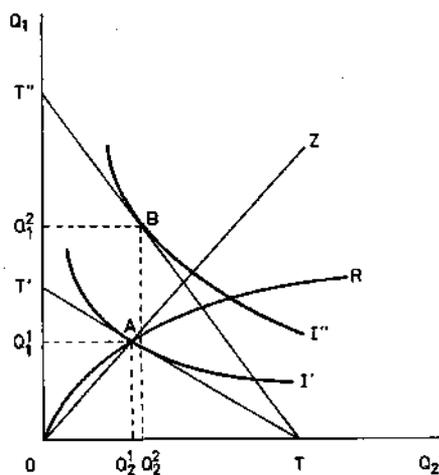
#### 1. Ausgabenunelastische Dienstleistungsnachfrage ( $\eta_2 < 1$ )



#### 2. Homothetische Dienstleistungsnachfrage ( $\eta_2 = 1$ )



#### 3. Ausgabenelastische Dienstleistungsnachfrage ( $\eta_2 > 1$ )



Ausgabenerhöhung bei gegebenen relativen Preisen eine proportionale Zunahme der Nachfrage nach allen Gütern, so daß die Mengenstruktur unverändert bleibt.

Für eine ausgabenunelastische ( $\eta_2 < 1$ ) und für eine homothetische ( $\eta_2 = 1$ ) Dienstleistungsnachfrage sind die Ergebnisse in bezug auf die Mengenstruktur eindeutig. Bei einer gegebenen relativen Preisänderung zugunsten von  $Q_2$ , so wie sie das Modell vorhersagt, kann die Mengenstruktur für diese beiden Präferenzstrukturen nicht konstant bleiben. Der neue Gleichgewichtspunkt  $B$  muß in beiden Fällen oberhalb der Hilfslinie  $OZ$  liegen, so daß sich die Mengenstruktur zugunsten von  $Q_1$ , d.h. zu Lasten von  $Q_2$  (Dienstleistungen) verschiebt. Nicht eindeutig in bezug auf die Mengenstruktur ist lediglich der Fall einer ausgabenelastischen Dienstleistungsnachfrage ( $\eta_2 > 1$ ), der gerade der Nachfragehypothese entspricht. Hier ist für eine gegebene relative Preisänderung jedes Ergebnis für die Mengenstruktur möglich. Sie könnte sich zugunsten oder zu Lasten des Dienstleistungssektors verschieben, sie könnte aber auch konstant bleiben.<sup>25</sup>

Diese Ergebnisse verdeutlichen, daß ein gesicherter empirischer Befund für die Ausgabenelastizität der Dienstleistungsnachfrage ( $\eta_2$ ) gewisse Rückschlüsse über die Plausibilität der Erklärungen für die stilisierten Fakten zuläßt. Besonders wichtig erscheint dabei, daß Ausgabenelastizitäten der Dienstleistungsnachfrage, die kleiner oder gleich Eins sind, im Verlauf des wirtschaftlichen Wachstums nach den Modellergebnissen in jedem Fall eine Verschiebung der Mengenstruktur zu Lasten des Dienstleistungssektors implizieren.

A priori gibt es kein Kriterium, mit dessen Hilfe man entscheiden könnte, ob die empirische Evidenz eher für eine ausgabenelastische oder eine ausgabenunelastische Dienstleistungsnachfrage spricht. Klarheit kann hier nur eine sorgfältige empirische Analyse schaffen. Sollte sich dabei herausstellen, daß die Ausgabenelastizität der Dienstleistungsnachfrage kleiner oder gleich Eins ist, dann läßt sich — bei Gültigkeit der Produktivitätshypothese — der stilisierte Befund einer konstanten Mengenstruktur nicht mehr mit Hilfe der Nachfragehypothese erklären, wie man sich anhand des hier entworfenen Modells klarmachen kann. Die Mengenstruktur müßte sich in diesem Fall vielmehr zugunsten des Sektors mit dem rascheren Produktivitätsfortschritt, also zu Lasten des Dienstleistungssektors, verschieben. Die relative Beschäftigungsentwicklung könnte demgegenüber auch bei dieser Konstellation weiterhin zugunsten des Dienstleistungssektors verlaufen, wie in Abschnitt B.III.2, Fall 3, gezeigt wurde.

<sup>25</sup> In Schaubild 1 ist auch für  $\eta_2 > 1$  eine Verschiebung der Mengenstruktur zu Lasten des Dienstleistungssektors abgebildet worden. Die anderen beiden Fälle (Verschiebung zugunsten des Dienstleistungssektors, konstante Mengenstruktur) erfordern eine stärkere Krümmung der Indifferenzkurven im relevanten Bereich zwischen der Hilfslinie  $OZ$  und dem Expansionspfad  $OR$ .

#### IV. Fazit

In diesem Kapitel wurde ein einfaches Zwei-Güter-Ein-Faktor-Modell erörtert, das sektoral unterschiedliche Veränderungsraten der Produktivität und nicht-homothetische Nachfragefunktionen enthält. Das Modell kann für bestimmte Parameterkonstellationen einige empirische Regelmäßigkeiten des Strukturwandels in der Weltwirtschaft reproduzieren, die hier als stilisierte Fakten bezeichnet worden sind. Dazu gehören im Verlauf des wirtschaftlichen Wachstums steigende relative Dienstleistungspreise, steigende Beschäftigungsanteile des Dienstleistungssektors und eine weitgehend konstante Mengenstruktur, also eher konstante Produktions- und Konsumstrukturen. Welche numerischen Werte die entscheidenden Parameter des Modells besitzen, kann nicht aus der ökonomischen Theorie abgeleitet werden. Ihre Spezifikation bleibt der empirischen Analyse vorbehalten.

Nun zeigt die Modellanalyse, daß insbesondere die Nachfrageparameter eine entscheidende Rolle für die Richtung des Strukturwandels spielen. Die beiden am häufigsten genannten Hypothesen zur Erklärung des Strukturwandels, die Produktivitäts- und die Nachfragehypothese, können nämlich gleichzeitig nur für ganz bestimmte Konstellationen von Preis- und Ausgabenelastizitäten richtig sein.

Die empirische Evidenz für Nachfrageelastizitäten hochaggregierter Gütergruppen ist allerdings keineswegs eindeutig. Die große Spannweite der bislang ermittelten Ergebnisse dürfte in erster Linie wohl darauf zurückzuführen sein, daß jeweils ganz unterschiedliches empirisches Material benutzt wurde, insbesondere im Hinblick auf Zeitreihen- vs. Querschnittsdaten und unterschiedliche Aggregationsstufen. Darüber hinaus können unter Umständen auch unterschiedliche ökonometrische Schätzansätze die Ursache dafür sein, daß sich kein eindeutiger empirischer Befund abzeichnet. Zu bedenken ist nämlich, daß nicht alle der üblicherweise implementierten Verfahren gleich gut geeignet sind, um die hier interessierenden Nachfrageelastizitäten zu bestimmen. Hinzu kommt, daß die Homogenitätsbedingung der Nachfragetheorie, die aus der Budgetrestriktion des Haushalts folgt und damit zu den elementaren Anforderungen gehört, die jedes ökonomische Nachfragesystem erfüllen sollte, bei vielen empirischen Arbeiten zum Thema Strukturwandel praktisch nicht beachtet wird. Schätzergebnisse, die mit dieser grundlegenden Restriktion der Nachfragetheorie nicht kompatibel sind, können für sich genommen aber keine besondere Überzeugungskraft beanspruchen.

Was in der wirtschaftswissenschaftlichen Literatur zur Erklärung des Strukturwandels bislang fehlt, ist eine Untersuchung, die sowohl in empirischer als auch in theoretischer Hinsicht die vorhandenen Möglichkeiten besser aus-

schöpft. Dazu gehört beispielsweise, daß der benutzte Schätzansatz aus theoretischer Sicht (weitgehend) widerspruchsfrei sein sollte, daß verschiedene miteinander kompatible Datensätze für die Analyse herangezogen und daß nur solche Schätzergebnisse akzeptiert werden sollten, die mit den allgemeinen Restriktionen der Nachfragetheorie zu vereinbaren sind. Als ökonometrisches Modell bietet sich dabei das AIDS [Deaton, Muellbauer, 1980a] an, das in restringierter und in unrestringierter Form geschätzt werden kann; hochaggregierte kompatible Zeitreihen- und Querschnittsdatsätze können aus veröffentlichten Statistiken für die Bundesrepublik Deutschland konstruiert werden. Darüber hinaus liefert das in jüngster Zeit entwickelte Konzept der Kointegrationsanalyse [Granger, 1981; Engle, Granger, 1987] einen wesentlichen Beitrag zur Praktikabilität der Zeitreihenanalyse, und zwar insbesondere im Zusammenhang mit der Formulierung dynamischer Nachfragemodelle.

Die Beschränkung der empirischen Analyse der Dienstleistungsnachfrage auf ein Land — hier die Bundesrepublik Deutschland — mag zunächst als wenig plausibel erscheinen, da ja der weltwirtschaftliche Strukturwandel erklärt werden soll. Nach den empirischen Befunden von Kravis et al. [1982] ist sie es aber nicht, da mindestens bei hochaggregierten Gütergruppen wohl von einer international stabilen Präferenzordnung gesprochen werden kann.<sup>26</sup> Umgekehrt ermöglicht deshalb ein länderspezifischer Befund für Nachfrageelastizitäten auch eine Verallgemeinerung, die für eine Erklärung der stilisierten Fakten des Strukturwandels benutzt werden kann. Da es hier nicht um eine exakte quantitative Bestimmung von Nachfrageelastizitäten geht, sondern lediglich darum, ob die Dienstleistungsnachfrage als preisunelastisch und ausgabenelastisch betrachtet werden kann, erhält dieses Argument zusätzliches Gewicht. Grundsätzlich spricht natürlich nichts dagegen, ähnliche Nachfrageanalysen wie die im folgenden durchgeführten auch für andere Länder in Angriff zu nehmen, beispielsweise für diejenigen, die in Tabelle 1 in Kapitel A zur "Welt" aggregiert wurden. Ein solches Vorhaben wird aber, wie schnell deutlich werden wird, den Rahmen einer einzelnen Studie sprengen. Von daher ist der hier gewählte enge Rahmen für die empirische Analyse für einen ersten Test des Modells des Strukturwandels anhand der Nachfragehypothese wohl als gerechtfertigt zu betrachten.

<sup>26</sup> Vgl. für eine grundsätzliche Diskussion der Argumente, die für die Annahme einer für alle Wirtschaftssubjekte stabilen Präferenzordnung sprechen, Stigler und Becker [1977].

## C. Empirische Analyse der Dienstleistungsnachfrage für die Bundesrepublik Deutschland<sup>27</sup>

### I. Die Daten

Das grundsätzliche Problem der empirischen Nachfrageanalyse besteht darin, daß Zeitreihendaten häufig unplausible Schätzergebnisse liefern (Homogenitätsbedingung nicht erfüllt), Querschnittsdaten aber lediglich die Schätzung von Ausgabenelastizitäten erlauben, nicht die von Preiselastizitäten.<sup>28</sup> Deshalb erscheint es naheliegend, zunächst Ausgabenelastizitäten mit Hilfe von Querschnittsdaten zu bestimmen und anschließend diese Ergebnisse bei der Schätzung von Preiselastizitäten aus Zeitreihendaten zu berücksichtigen<sup>29</sup> — etwa als Restriktion oder als Referenzgröße.

Eine solche Vorgehensweise verspricht vor allem im Hinblick auf die Robustheit der Schätzungen bessere Ergebnisse als die Beschränkung der Analyse auf einen einzigen Datentyp. Zudem bietet die kombinierte Datenanalyse einer möglichst breiten empirischen Basis den Vorteil, vielleicht einige der sozio-demographischen Faktoren aufdecken zu können, die für die in der Regel unterschiedlichen Zeitreihen- und Querschnittsergebnisse verantwortlich sein könnten. Mit anderen Worten, geschätzte Nachfrageelastizitäten können nur dann als zuverlässig gelten, wenn die sozio-demographischen Merkmale voll erfaßt werden. 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 dienen im wesentlichen vier statistische Quellen. Querschnittsdaten für die Ausgaben der privaten Haushalte stammen aus der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) des Jahres 1983 [Statistisches Bundesamt, b]. 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 Haus-

<sup>27</sup> Die empirischen Analysen wurden mit Hilfe der beiden Softwarepakete LOTUS 123 (Version 2.01) und ESP (Version 1.40) durchgeführt.

<sup>28</sup> Zu einem Verfahren, mit dem man aus Querschnittsdaten unter Ausnutzung räumlicher Preisvariation, wie sie insbesondere für viele Entwicklungsländer typisch sein mag, Eigen- und Kreuzpreiselastizitäten schätzen kann, vgl. Deaton [1987].

<sup>29</sup> Vgl. Stone [1954] als grundlegende Studie zu dem Verfahren, die Ausgabenelastizitäten als A-priori-Restriktion in die Schätzgleichung einzubauen.

haltsvorstands, unterscheiden. Zeitreihendaten für die volkswirtschaftlichen Ausgaben für verschiedene Dienstleistungen für den Zeitraum 1960–1987 stammen aus Döhrn [1987; 1988].<sup>30</sup> Längsschnittdaten für die Dienstleistungsausgaben von drei spezifischen Haushaltstypen<sup>31</sup> sowie detaillierte Angaben für die Preisindizes dieser Dienstleistungen für den Zeitraum 1962–1985 stammen aus Veröffentlichungen des Statistischen Bundesamtes [c; d].<sup>32</sup>

Diesen Statistiken fehlt der Ausweis eines einheitlichen Aggregats "Dienstleistungen". Deshalb mußte vor Beginn der empirischen Analyse ein Klassifikationsschema entworfen werden, mit dem einzelne Ausgabenarten des privaten Verbrauchs zunächst identifiziert und anschließend zum Aggregat "Dienstleistungen" zusammengefaßt werden können.<sup>33</sup> Alle Ausgabenarten, die nicht als Dienstleistung erfaßt wurden, gehören nach dieser Abgrenzung zu der Ausgabenart "Güter". Somit werden hier zunächst, das heißt bei der Querschnittsanalyse, nur zwei Ausgabenarten unterschieden. Für die Zeitreihenanalyse ist die vielleicht naheliegende Verwendung eines Zwei-Güter-Nachfragesystems jedoch nicht besonders plausibel, da in diesem Modell bei Gültigkeit der Restriktionen der Nachfragetheorie nur zwei Parameter frei geschätzt werden können. In Anlehnung an die traditionelle Diskussion des Phänomens Strukturwandel im Rahmen der sogenannten Drei-Sektoren-Hypothese wird in dieser Arbeit deshalb eine Drei-Güter-Welt mit "Dienstleistungen", "Nahrungsmitteln" und "Industriegütern" analysiert. Dabei bleibt die Abgrenzung für Dienstleistungen unverändert; die Nahrungsmittel beinhalten Ausgaben für "Nahrungsmittel, Getränke und Tabakwaren" ohne den "Verzehr von Speisen und Getränken in Kantinen und Gaststätten u.ä." [Statistisches Bundesamt, b; c; d]. Alle anderen Ausgabenarten als die so definierten Dienstleistungen und Nahrungsmittel firmieren hier demnach als Restgröße "Industriegüter". Ein solches Nachfragesystem weist insgesamt 12 zu schätzende Parameter auf, nämlich <sup>32</sup> Preiselastizitäten und 3 Ausgabenelastizitäten. Wenn alle Restriktionen der Nachfragetheorie gelten, reduziert sich die Anzahl der frei zu schätzenden Parameter auf  $(n - 1)(1/2n + 1) = 5$ . Die Entscheidung für dieses Mo-

<sup>30</sup> Die Daten für das Jahr 1987 stammen aus einer Sonderaufbereitung des Rheinisch-Westfälischen Instituts für Wirtschaftsforschung (RWI), die dem Institut für Weltwirtschaft zur Verfügung gestellt wurde.

<sup>31</sup> 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).

<sup>32</sup> Anhang I enthält detaillierte Angaben zu den statistischen Quellen. Anhang II enthält die Querschnittdaten. Anhang III enthält die Zeitreihendaten.

<sup>33</sup> Für eine ausführliche Darstellung der verschiedenen Konzepte, Definitionen und Erfassungsmöglichkeiten von Dienstleistungen vgl. Hill [1977].

dell ist somit als ein Kompromiß zwischen Realitätsnähe und, bei den gegebenen Stichprobengrößen, der Anzahl der zur Verfügung stehenden Freiheitsgrade zu verstehen.<sup>34</sup>

Grundsätzlich könnte man auch versuchen, die Datenbasis dadurch zu erweitern, daß man Zeitreihen-Konsumdaten für verschiedene Länder zu einer gemeinsamen Stichprobe zusammenfaßt. Dabei würde die Varianz der relativen Preise und der Einkommen in wünschenswerter Weise erhöht. Zu bedenken ist aber, daß eine solche Maßnahme nur dann zulässig ist, wenn die verschiedenen Länder dieselben Nachfrageparameter aufweisen. Pollak und Wales [1987] testeten diese Hypothese für Konsumdaten aus Belgien, dem Vereinigten Königreich und den Vereinigten Staaten sowohl mit parametrischen als auch mit nichtparametrischen Verfahren. Sie kommen zu dem Ergebnis, daß ein "pooling" der Daten in der Regel nicht zulässig ist. Offen bleiben muß dabei, ob dieser Befund von inkompatiblen Datensätzen verursacht wird oder ob er eher gegen die Annahme einer international stabilen Präferenzordnung spricht. Nicht zuletzt deshalb erscheint es als plausibel, sich bei der empirischen Analyse zunächst auf die Konsumdaten für ein ausgewähltes Land zu beschränken.

Die hier gewählte Einteilung von Nahrungsmitteln, Industriegütern und Dienstleistungen ist angelehnt an das Klassifikationsschema des 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 im Detail 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 Übertragung des ICP-Codes [Kravis et al., 1982, S. 60–69]<sup>35</sup> auf die bundesdeutschen statistischen Quellen ist in Tabelle 2 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

<sup>34</sup> Vgl. für einen empirischen Test der Restriktionen der Nachfragetheorie für ein Nachfragesystem mit drei Gütern beispielsweise Christensen et al. [1975], die den Translog-Ansatz benutzen, sowie Pollak und Wales [1978], die ein sogenanntes "quadratic expenditure"-System schätzen.

<sup>35</sup> Die Übersichtstabelle in Kravis et al. [1982, S. 69] enthält offensichtlich mehrere Druckfehler, die aber durch einen Vergleich mit den auf den vorhergehenden Seiten aufgeführten detaillierten Einzelpositionen berichtigt werden können.

Tabelle 2 — Ein Klassifikationsschema für Dienstleistungen

ICP-Code	Bezeichnung der Ausgabenart in ...			
	Statistisches Bundesamt [b]	Statistisches Bundesamt [c]	Döhm [1987]	Statistisches Bundesamt [d]
2.160 2.220	Reparaturen, Änderungen	Anfertigung von Leibwäsche etc. Anfertigung von Schuhen etc.	Rep. Kleid Rep. Sch.	Fremde Änderungen und Reparaturen an Schuhen
3.110	Wohnungsmieten u.ä.	Wohnungsmieten u.ä.	Mieten	Wohnungsmieten
3.120	Aufwendungen für die Wohnungsinstandsetzung	Fremde Reparaturen an der Wohnung	Maler	Schönheitsreparaturen an Miet- und Eigentumswohnungen
3.210	Elektrizität, Gas	Elektrizität, Gas	Elektr Gas	Elektrizität Gas
4.520 4.530	Dienstleistungen für die Haushaltsführung	Dienstleistungen für die Haushaltsführung	Dien. Haus	Dienstleistungen für die Haushaltsführung
5.300 5.400	Dienstleistungen für die Gesundheitspflege	Dienstleistungen für die Gesundheitspflege	Dien. Ges	Dienstleistungen der Krankenkassen
6.220	Fremde Reparaturen an Kraftwagen	Fremde Reparaturen und Änderungen	Rep. Kfz	Fremde Reparaturen an Kraftwagen
6.240	Garagenmieten Dienstleistungen für Kfz und Fahrräder	Garagenmiete Sonstige Dienstleistungen für eigene Kraftfahrzeuge und Fahrräder	Dien. Kfz	Andere Dienstleistungen für Kraftfahrzeuge und Fahrräder
6.310 6.320	Fremde Verkehrsleistungen für Reisen Fremde Verkehrsleistungen (ohne solche für Reisen)	Fremde Verkehrsleistungen	Verkehr	Fremde Verkehrsleistungen
6.400	Nachrichtenübermittlung	Nachrichtenübermittlung	Nachricht	Nachrichtenübermittlung

noch Tabelle 2

ICP-Code	Bezeichnung der Ausgabenart in ...			
	Statistisches Bundesamt [b]	Statistisches Bundesamt [c]	Döhrn [1987]	Statistisches Bundesamt [d]
7.210 7.220	Kultur, Sport u.ä. Veranstaltungen	Kosten für Theater, Kino, Sportveranst. etc.	Kunst Gebühren	Dienstleistungen für Bildung und Unterhaltung
7.400	Sonstige Bildungskosten	Schulgeld u.ä. Bildungskosten	Unterricht -	Unterricht und Kindergartenbesuch
8.100	Dienstleistungen für die Körperpflege	Dienstleistungen für die Körperpflege	Dien. Koe	Dienstleistungen für die 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 und 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)

Einkommens- und Verbrauchsstichprobe des Statistischen Bundesamts [b, 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 "Dienstleistungen" und "Güter" erwarten.

Die Verbrauchsausgaben (und die Preisindizes), die in den anderen der hier benutzten Statistiken [Statistisches Bundesamt, c; d; 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, b, 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.<sup>36</sup> 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

<sup>36</sup> Der Preisindex für Dienstleistungen auf Basis von 1980=100 [Statistisches Bundesamt, d] wurde unter Verwendung des Gewichtungsschemas von 1983 ermittelt. Vgl. dazu Anhang I.

Längsschnittsangaben vergleichbar sind, weil sie anhand desselben Aggregationsschemas berechnet wurden. Damit ist eine wesentliche Voraussetzung für die Analyse der hier interessierenden Fragen erfüllt.

Zusätzlich zu den für die Nachfrageanalyse benötigten Daten werden in Abschnitt C.IV.6 Kennziffern für die Entwicklung der Produktivität benutzt. Dabei sind die sektoralen Produktivitäten definiert als sektorale Bruttowertschöpfung in konstanten Preisen je Erwerbstätigen des Sektors. Der gütermäßigen Abgrenzung der Nachfragedaten wird dort also eine sektorale Abgrenzung der Produktivitätskennziffern gegenübergestellt: Die Produktivitätsentwicklung im Sektor Land- und Forstwirtschaft wird den Nachfragedaten für "Nahrungsmittel" zugeordnet, die Produktivitätsentwicklung in den Sektoren Bergbau und Verarbeitendes Gewerbe wird den Nachfragedaten für "Industriegüter" zugeordnet, und die Produktivitätsentwicklung im Dienstleistungssektor (= Gesamtwirtschaft minus Land- und Forstwirtschaft minus Bergbau minus Verarbeitendes Gewerbe) wird den Nachfragedaten für Dienstleistungen zugeordnet.

## II. Der Schätzansatz für die Nachfrageanalyse

### 1. Das Konzept des Almost Ideal Demand System

Die mikroökonomische Theorie des Haushalts besagt, daß sich der repräsentative Konsument bei seinen Nachfrageentscheidungen so verhält, als ob er seinen Nutzen 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 Vorteil 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 — bereits erwähnten — Restriktionen gehört, daß die mit den Budgetanteilen gewichtete Summe der Ausgabenelastizitäten gleich Eins ist (Adding-up), daß die Summe der Ausgaben-, der Preis- und der Kreuzpreiselastizität(en) gleich Null ist (Homogenität), daß die mit den Budgetanteilen gewichteten kompensierten Kreuzpreiselastizitäten identisch sind

(Symmetrie) und daß die kompensierten 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.<sup>37</sup> Diesen Anforderungen genügt z.B. das AIDS [Deaton, Muellbauer, 1980a; b], das im folgenden 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 Nachfrage-theorie geworden, weil es aufgrund seiner Benutzerfreundlichkeit für empirische Analysen besonders gut geeignet erscheint, ohne dabei an Komplexität ge-

<sup>37</sup> Dabei ist zu bedenken, daß die empirischen Daten die Adding-up-Bedingung, nach der die Summe der marginalen Konsumausgaben gleich Eins 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 Eins sind. Wenn die Ausgabenelastizität größer als Eins ist, nehmen die Ausgaben für Gut  $i$  in jeder Periode schneller zu als die Gesamtausgaben. Demnach müßten sie schließlich die Gesamtausgaben übersteigen, was unmöglich ist.

gegenüber anderen Schätzansätzen einzubüßen. So kann das AIDS als eine Taylor-Approximation zweiten Grades an eine allgemeine Kostenfunktion betrachtet werden, wobei die Kostenfunktion die Inverse der indirekten Nutzenfunktion ist. Sein großer Vorteil gegenüber anderen Nachfragesystemen, wie z.B. dem Rotterdam- oder dem Translog-Modell, besteht aus ökonomischer Sicht 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 unrestringierte AIDS Gleichung für Gleichung mit Ordinary Least Squares (OLS) 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)

$$[C.1] \quad c(u, p) = x$$

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 [C.1] nach den Preisen ergibt die Hickschen Nachfragefunktionen (Shephards Lemma), also die nachgefragten Mengen ( $q_i$ ) in Abhängigkeit vom Nutzen ( $u$ ) und von den Preisen ( $p$ ):

$$[C.2] \quad \frac{\partial c(u, p)}{\partial p_i} \equiv h_i(u, p) = q_i.$$

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 [C.1] und erhält so die indirekte Nutzenfunktion:

$$[C.3] \quad u = \chi(x, p).$$

Deren Substitution in die Hickssche Nachfragefunktion [C.2] ergibt dann die Marshallsche Nachfragefunktion:

$$[C.4] \quad q_i = g_i(x, p).$$

Diese Zusammenhänge verdeutlichen, daß die aus ökonomischer 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 nichtlinearer Zusammenhänge auskommt und die Falsifizierbarkeit der Homogenitäts-, der Symmetrie- und der Negativitätsbedingung gestattet [Deaton, Muellbauer, 1980a]. Sie lautet:

$$[C.5.1] \quad c(u, p) = e^{a(p)+ub(p)} = x \quad \text{bzw.}$$

$$[C.5.2] \quad \log c(u, p) = a(p) + ub(p),$$

wobei

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

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

mit  $\alpha$ ,  $\beta$  und  $\gamma$  als Parameter.

Die Ableitung der logarithmierten Kostenfunktion [C.5.2] nach den Preisen ergibt die Hicksschen Nachfragen (Gleichung [C.2]) in Form von Ausgabenanteilen. Die Marshallschen Nachfragen erhält man dann (Gleichungen [C.3] und [C.4]) ebenfalls in Form von Ausgabenanteilen als

$$[C.6] \quad w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log(x/P)$$

mit  $w_i$  als Ausgabenanteil und  $P$  als allgemeinem Preisindex.

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 ( $\epsilon_{ij}^*$ ) erhält man aus der Ableitung der Hicksschen Nachfragefunktion bzw. aus der zweiten Ableitung der Kostenfunktion als [Hansen, 1989]

$$[C.7] \quad \epsilon_{ij}^* = \frac{1}{w_i} (\gamma_{ij} - w_i \mu_{ij} + w_i w_j)$$

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

Die Ausgabenelastizität der Nachfrage ( $\eta_i$ ) kann als das Verhältnis von marginalem ( $\Phi_i$ ) zu durchschnittlichem ( $w_i$ ) Ausgabenanteil ausgedrückt werden [Theil, Clements, 1987]:

$$[C.8] \quad \eta_i = \frac{\Phi_i}{w_i}.$$

Dabei erhält man die marginalen Ausgabenanteile über die erste Ableitung der mit den Gesamtausgaben ( $x$ ) multiplizierten Gleichung [C.6] als

$$[C.9] \quad \Phi_i = \frac{\partial(p_i q_i)}{\partial x} = \alpha_i + \beta_i(1 + \log x).$$

Somit folgt unter Berücksichtigung von Gleichungen [C.6] und [C.8] für die Ausgabenelastizität

$$[C.10] \quad \eta_i = 1 + \frac{\beta_i}{w_i}.$$

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 Gut  $i$  mit  $\eta_i > 1$  mit steigenden Gesamtausgaben zu. Gleichung [C.10] besagt, daß die Ausgabenelastizität für ein solches Gut abnimmt und gegen Eins tendiert. Mit anderen Worten, je reicher die Konsumenten werden, desto weniger Luxusgüter ( $\eta > 1$ ) gibt es. Umgekehrt nimmt im AIDS aber die Ausgabenelastizität für ein Gut  $j$  mit  $\eta_j < 1$  nicht, wie bei anderen Schätzansätzen, mit steigenden Gesamtausgaben zu, sondern ab (vgl. Gleichung [C.10]). 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 [C.10], daß sich die Rangordnung zwischen Grundbedarfsgütern ( $0 < \eta_i < 1$ ) und Luxusgütern ( $\eta_i > 1$ ) im AIDS nicht ändern kann. Für Luxusgüter tendiert der Term  $\beta_i/w_i$  mit steigenden Gesamtausgaben zwar gegen Null, aber er kann nicht negativ werden, weil das konstante  $\beta_i$  in diesem Fall positiv ist und der Ausgabenanteil  $w_i$  zunimmt. Somit kann die Ausgabenelastizität hier nicht unter Eins fallen. Bei Grundbedarfsgütern ist (und bleibt) der Term  $\beta_i/w_i$  dagegen negativ, weil das konstante  $\beta_i$  negativ ist und die Ausgabenanteile hier zwar abnehmen, aber nicht negativ werden können. Diese Eigenschaft des AIDS folgt aus der Annahme stabiler Präferenzen,

für die es, zumindest für hochaggregierte Gütergruppen, empirische Belege gibt [Kravis et al., 1982].

## 2. Restringierte Versionen des Almost Ideal Demand System

Die AIDS-Nachfragegleichung [C.6] enthält lediglich die Adding-up-Bedingung als Restriktion. Sie kann zusätzlich auf verschiedene Weise restringiert werden, zum einen hinsichtlich der theoretisch begründeten Bedingungen der Homogenität und der Symmetrie, zum anderen hinsichtlich von a priori bekannten Nachfrageelastizitäten.

Die Homogenitätsbedingung fordert, daß für jedes nachgefragte Gut die Summe aus den unkompenzierten Eigen- und Kreuzpreiselastizitäten dem Betrag nach der Ausgabenelastizität entsprechen muß. Somit gilt

$$[C.11] \quad |\sum_j \varepsilon_{ij}| = \eta_i \quad \text{bzw.} \quad |\sum_j \varepsilon_{ij}| + \eta_i = 0.$$

Den Zusammenhang zwischen kompensierter ( $\varepsilon_{ij}^*$ ) und unkompenzierter ( $\varepsilon_{ij}$ ) Preiselastizität beschreibt

$$[C.12] \quad \varepsilon_{ij}^* = \varepsilon_{ij} + w_i \eta_i,$$

so daß man aufsummiert erhält:

$$[C.13] \quad \sum_j \varepsilon_{ij} = \sum_j \varepsilon_{ij}^* - \sum_j w_j \eta_i.$$

Daraus folgt mit  $\sum_j w_j = 1$  (Adding-up-Bedingung) die Homogenitätsrestriktion für kompensierte Preiselastizitäten als:

$$[C.14] \quad \sum_j \varepsilon_{ij}^* = 0.$$

Die AIDS-Nachfragegleichung [C.6] erfüllt diese Homogenitätsrestriktion immer dann, wenn gilt:

$$[C.15] \quad \sum_j \gamma_{ij} = 0.$$

Dieses Ergebnis folgt wiederum aus Gleichung [C.7], da

$$[C.16] \quad \sum_j \varepsilon_{ij}^* = \frac{1}{w_i} \sum_j \gamma_{ij} + \sum_j w_j - 1 = 0$$

nur unter der Bedingung gilt, daß  $\sum \gamma_{ij} = 0$  ist, was zu zeigen war. Mit der Homogenitätsrestriktion [C.15] verändert sich die ursprüngliche Nachfragegleichung [C.6] zu [Deaton, Muellbauer, 1980a]:

$$[C.17] \quad w_i = \alpha_i + \beta_i \log(x/P) + \sum_{j=1}^{n-1} \gamma_{ij} \log\left(\frac{p_j}{p_n}\right).$$

Auch diese Gleichung kann mit OLS geschätzt werden. Eine OLS-Schätzung ist nicht mehr möglich, falls die Symmetriebedingung dem Schätzansatz als Restriktion auferlegt werden soll. Sie erfordert, daß

$$[C.18] \quad \varepsilon_{ij}^* w_i = \varepsilon_{ji}^* w_j.$$

Nun gilt (für  $i \neq j$ ) (Gleichung [C.7]):

$$[C.19] \quad \varepsilon_{ij}^* = \frac{\gamma_{ij}}{w_i} + w_j$$

$$[C.20] \quad \varepsilon_{ji}^* = \frac{\gamma_{ji}}{w_j} + w_i,$$

so daß

$$[C.21] \quad \left(\frac{\gamma_{ij}}{w_i} + w_j\right) w_i = \left(\frac{\gamma_{ji}}{w_j} + w_i\right) w_j.$$

Daraus folgt die Symmetrierestriktion für die AIDS-Nachfragegleichung [C.6] als

$$[C.22] \quad \gamma_{ij} = \gamma_{ji}.$$

Für den Fall identischer Regressoren kann eine Schätzung unter dieser Restriktion mit Hilfe des sogenannten "seemingly unrelated regression" (SUR)-Verfahrens durchgeführt werden.

A priori bekannte Preis- und Ausgabenelastizitäten können ebenfalls als Restriktion in die Nachfragegleichung [C.6] eingebaut werden. Für den Fall einer

vorgegebenen Ausgabenelastizität  $\tilde{\eta}_i$ , bestimmt man zunächst den Wert des Parameters  $\hat{\beta}_i$  über Gleichung [C.10] als

$$[\text{C.23}] \quad \hat{\beta}_i = (\tilde{\eta}_i - 1)w_i.$$

Diese Gleichung verdeutlicht, daß eine Restriktion der Ausgabenelastizität auf Eins den denkbar einfachsten Fall darstellt, denn  $\hat{\beta}_i$  muß dann gleich Null sein. Für die restringierte Schätzgleichung (mit  $\tilde{\eta}_i = 1$ ) folgt:

$$[\text{C.24}] \quad w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j,$$

d.h., für  $\hat{\beta}_i$  entfällt der Term  $\beta_i \log(x/P)$  der ursprünglichen Schätzgleichung [C.6]. Wird die Ausgabenelastizität auf einen beliebigen anderen Wert restringiert, erhält man die neue (restringierte) Schätzgleichung als

$$[\text{C.25}] \quad w_i - \hat{\beta}_i \log(x/P) = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j,$$

wobei die linke Seite von Gleichung [C.25] die jeweils neu zu berechnende endogene Variable beschreibt.

Die Vorgehensweise beim Einbau von a priori bekannten Eigen- und Kreuzpreiselastizitäten ( $\tilde{\epsilon}_{ij}^*$ ) ist ähnlich:

- Die Bestimmungsgleichung für die Preiselastizität der Nachfrage [C.7] kann nach dem Parameter der Eigenpreiselastizität  $\gamma_{ii}$  aufgelöst werden als

$$[\text{C.26}] \quad \hat{\gamma}_{ii} = (\tilde{\epsilon}_{ii}^* - w_i + 1)w_i,$$

so daß die restringierte Nachfragegleichung lautet:

$$[\text{C.27}] \quad w_i - \hat{\gamma}_{ii} \log p_i = \alpha_i + \beta_i \log(x/P) + \sum_{j \neq i} \gamma_{ij} \log p_j.$$

- Die Bestimmungsgleichung für die Preiselastizität der Nachfrage [C.7] kann nach dem Parameter der Kreuzpreiselastizität  $\gamma_{ij}$  aufgelöst werden als

$$[\text{C.28}] \quad \hat{\gamma}_{ij} = (\tilde{\epsilon}_{ij}^* - w_j)w_i.$$

Daraus folgt beispielsweise für eine auf Null restringierte kompensierte Kreuzpreiselastizität ( $\tilde{\epsilon}_{ij}^* = 0$ ) die Nachfragegleichung

$$[C.29] \quad w_i - (-w_k w_i) \log p_k = \alpha_i + \beta_i \log(x/P) + \sum_{j \neq k} \gamma_{ij} \log p_j.$$

Besonders einfach gestaltet sich der Schätzansatz für die im folgenden als erstes durchgeführten Querschnittsanalysen. Da dort normalerweise keine Preisvariation beobachtet werden kann, reduziert sich die ursprüngliche Nachfragegleichung [C.6] auf<sup>38</sup>

$$[C.30] \quad w_i = \alpha_i + \beta_i \log x.$$

### III. Der Einfluß soziodemographischer Faktoren auf die Dienstleistungsnachfrage: Querschnittsergebnisse<sup>39</sup>

#### I. Analysekonzept

In der Bundesrepublik Deutschland ist seit dem Beginn der siebziger Jahre eine leichte Zunahme der gesamtwirtschaftlichen realen Dienstleistungsausgaben zu verzeichnen [Döhrn, 1988]. Zusammen mit den im gleichen Zeitraum kräftig gestiegenen realen Gesamtausgaben für den privaten Verbrauch mag es zunächst naheliegend erscheinen, diesen Befund als ein Indiz für eine ausgabenelastische Dienstleistungsnachfrage zu werten.

Eine solche Interpretation wäre aber nur dann zutreffend, wenn sich an der sozio-demographischen Struktur der Haushalte im Beobachtungszeitraum nichts geändert hätte oder wenn die Präferenz für Dienstleistungen bei allen Haushaltstypen dieselbe wäre. Beides ist wenig wahrscheinlich. Zu vermuten ist vielmehr, daß neben den Gesamtausgaben für den privaten Verbrauch und den relativen Preisen — so wie es die AIDS-Nachfragegleichung [C.6] bzw. [C.17] nahelegt — auch soziodemographische Variable den aggregierten Dienstleistungskonsum beeinflussen können. Wenn sich verschiedene Haushaltstypen — also etwa alleinlebende Rentner, kinderreiche Familien oder Doppelverdiener ohne Kinder, sogenannte DINKS (double income no kids) — in ihrem Ausgabeverhalten signifikant voneinander unterscheiden, dann sind aggregierte Änderungen der Dienstleistungsausgaben mit Vorsicht zu interpretieren: möglicherweise reflektieren sie ja allein Veränderungen der sozio-

<sup>38</sup> Diese funktionale Form wurde erstmals von H. Working [1943] vorgeschlagen.

<sup>39</sup> Vgl. dazu auch Gundlach [1990].

demographischen Struktur, nicht jedoch eine bestimmte Präferenz für Dienstleistungen oder gar Präferenzänderungen.<sup>40</sup> Dies gilt nicht nur für die gesamtwirtschaftliche Dienstleistungsnachfrage, sondern auch für die Dienstleistungsnachfrage "zusammengesetzter" Haushaltstypen, wie sie für die empirische Analyse in der Regel benutzt werden.

Um den Einfluß verschiedener soziodemographischer Variablen auf die Dienstleistungsnachfrage aufzuzeigen, wurde die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe des Jahres 1983 [Statistisches Bundesamt, b] 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 soziodemographischen 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.

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 soziodemographischer 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 Haushaltsvorstands; beim vierten Datensatz ist das Alter des Haushaltsvorstands bekannt (vgl. die Datensätze II.1–B.II.4 im Anhang II). Somit erhält man die Möglichkeit, den Einfluß der sozio-demographischen Variablen auf das Nachfrageverhalten der privaten Haushalte zumindest näherungsweise nachzuzeichnen.

In diesem Zusammenhang 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 Parameterwerte. Die statistische Signifikanz der Parameterwerte 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 Gesamt-

<sup>40</sup> Eine allgemeine Darstellung der expliziten Modellierung demographischer Variablen in der Nachfrageanalyse geben Pollak und Wales [1981].

ausgaben der Haushalte zunimmt.<sup>41</sup> Die spezifische Form des hier gewählten Schätzansatzes dürfte das Problem der Heteroskedastizität allerdings verringern, denn bei der Logarithmierung der unabhängigen Variablen "Gesamtausgaben" handelt es sich um eine nichtlineare 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 Schätzprobleme umgehen kann, die durch heteroskedastische Störterme verursacht werden [Maddala, 1977].

Zum anderen ist zu bedenken, daß die Schätzergebnisse auf Durchschnittswerten für gruppierte Daten beruhen. Wenn 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 Weighted Least Squares (WLS)-Methode benutzt, die immer dann angewendet werden kann, wenn die vorliegenden Daten anhand der exogenen Variablen gruppiert sind. Dabei kann man wie folgt vorgehen [ibid.].

Die Regressionsgleichung für die gruppierten Daten laute beispielsweise:

$$[C.31] \quad \bar{y}_i = a + b\bar{x}_i + \bar{u}_i$$

mit  $y$  = abhängige Variable  
 $x$  = unabhängige Variable  
 $u$  = Störterm,

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

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

mit  $n$  als jeweiliger Anzahl der Beobachtungen in den Gruppen.

Die WLS-Methode besteht nun darin, statt Gleichung [C.31] die gewichtete Gleichung

<sup>41</sup> Vgl. dazu die grundlegende Analyse von Familienausgaben durch Prais und Houthakker [1971], die häufig einen positiven Zusammenhang zwischen den Haushaltseinkommen und den Residuen der Schätzgleichung fanden.

$$[C.32] \quad \sqrt{n} \bar{y}_i = a\sqrt{n} + b\sqrt{n} \bar{x}_i + e_i$$

$$\text{mit } e_i = \sqrt{n} \bar{u}_i$$

mit der OLS-Methode zu schätzen.<sup>42</sup> Diese Gleichung weist homoskedastische Störterme auf. Sie enthält aber der Ableitung zufolge keine Regressionskonstante. Um die herkömmliche Interpretation des  $R^2$  und der Standardfehler weiterhin zu gewährleisten, sollte man jedoch eine Regressionskonstante ( $c$ ) in die Schätzgleichung einführen, ohne daß ihr dabei eine operationale Bedeutung zukäme [Rao, Miller, 1971].

Grundsätzliche Bedenken gegen das WLS-Verfahren äußert Dickens [1990]. Dort wird gezeigt, daß mit der jeweiligen Gruppengröße gewichtete Schätzungen nur dann das angemessene Verfahren sind, wenn die individuellen Störterme innerhalb der Gruppen nicht miteinander korreliert sind. Falls aber die individuellen Störterme, etwa aufgrund von gruppenspezifischen Meßfehlern, miteinander korreliert sind, ist eine ungewichtete OLS-Schätzung nahezu so effizient wie der ideale Schätzer.

Weil die Ursache für die vermuteten heteroskedastischen Störterme hier 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. Zusätzlich wird dann jeweils anhand des Breusch-Pagan-Tests<sup>43</sup> [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 Variable überprüfen, so daß er insbesondere für Analysen mit Dummy-Variablen geeignet erscheint, die im folgenden einen breiten Raum einnehmen.

Wenn der Breusch-Pagan-Testwert unter dem kritischen Wert der Chi<sup>2</sup>-Tabelle liegt, kann die Nullhypothese der Homoskedastizität nicht verworfen werden [vgl. zur Berechnung des Prüfmaßes auch Zietz, 1988]. Zu berücksichtigen ist dabei, daß der Breusch-Pagan-Test für endliche Stichproben die Null-

<sup>42</sup> Die hier beschriebene WLS-Methode kann nicht ohne weiteres auf Schätzgleichungen mit mehreren exogenen Variablen übertragen werden, weil lediglich die unterschiedlichen Varianzen, nicht aber die bei mehreren exogenen Variablen vorhandenen Kovarianzen berücksichtigt werden. 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 hier beschriebenen Form durchgeführt.

<sup>43</sup> Vgl. für eine Textbuch-Darstellung des Breusch-Pagan-Tests Judge et al. [1982] und Johnston [1984].

hypothese weniger häufig ablehnt, als es nach dem gewählten Typ I-Fehler zu erwarten wäre, d.h., die Nullhypothese 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 Nullhypothese — durchführen zu können. Die Beurteilung der Frage, ob Heteroskedastizität vorliegt oder nicht, hängt somit nicht zuletzt vom gewählten Signifikanzniveau ab.

## 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 bleibt zunächst außer Betracht; später wird Schritt für Schritt versucht, den Einfluß mehrerer soziodemographischer Variablen auf die Dienstleistungsnachfrage zu identifizieren.

Bei dieser Vorgehensweise nimmt man somit zunächst an, daß die relativen Dienstleistungsausgaben der Haushalte ( $w_s$ ) — der Anteil der nominalen Dienstleistungsausgaben an den gesamten nominalen Ausgaben für den privaten Verbrauch — im Durchschnitt allein von der Höhe der nominalen Gesamtausgaben ( $tpc$ ) abhängen. Der Schätzansatz zur Bestimmung dieser Ausgabenelastizität lautet (vgl. Gleichung [C.30]):

$$[C.33] \quad w_s = \alpha + \beta(tpc) \quad \text{für die OLS-Methode und}$$

$$[C.34] \quad \sqrt{n} w_s = c + \alpha\sqrt{n} + \beta_s\sqrt{n}(tpc) \quad \text{für die WLS-Methode.}$$

Die Ausgabenelastizität der Dienstleistungsnachfrage ( $\eta_s$ ) läßt sich dann nach Gleichung [C.10] berechnen als

$$[C.35] \quad \eta_s = 1 + \frac{\beta_s}{w_s},$$

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

Damit erhält man für diesen ersten Ansatz eine Ausgabenelastizität, die deutlich unter Eins liegt, und zwar für jeden Datensatz und für beide Schätzme-

thoden in etwa im gleichen Bereich (Tabelle 3). Dieses Ergebnis besagt, daß die Ausgaben der Haushalte für Dienstleistungen mit steigenden Gesamtausgaben nur unterdurchschnittlich zunehmen — ein Befund, der im Widerspruch zur Nachfragehypothese des Strukturwandels steht. Deshalb soll im folgenden überprüft werden, wie sich die geschätzte Ausgabenelastizität verändert, wenn die genannten soziodemographischen Variablen nach und nach mit in die Analyse einbezogen werden.

Tabelle 3 — Ausgabenelastizitäten für Dienstleistungen nach Gesamtausgaben der Haushalte (verschiedene Datensätze)

Haushalte mit unterschiedlicher ...	$\beta$	t-Wert	Ausgabenelastizität	$\bar{R}^2$	n	Breusch-Pagan-Testwert
Personenzahl (Datensatz II.1)						
OLS	-0,124*	-4,55	0,710	0,32*	43	1,16*
WLS	-0,168*	-7,63	0,607	0,96*	43	1,94*
Familienstruktur (Datensatz II.2)						
OLS	-0,196*	-7,26	0,553	0,49*	54	0,92*
WLS	-0,180*	-8,48	0,588	0,96*	54	5,37
Familienstruktur und sozialer Stellung des Haushaltsvorstands (Datensatz II.3)						
OLS	-0,137*	-5,15	0,686	0,20*	106	1,13*
WLS	-0,157*	-7,36	0,640	0,96*	106	8,63
Altersgruppe des Haushaltsvorstands (Datensatz II.4)						
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.

In einem ersten Schritt wird dabei die Personenzahl pro Haushalt berücksichtigt.<sup>44</sup> Statt der Gesamtausgaben werden bei diesem Schätzansatz die Pro-Kopf-Ausgaben der Haushalte ( $tpc/h$ ) als erklärende Variable benutzt:

$$[C.36] \quad w_s = \alpha + \beta_s(tpc/h) \quad \text{für die OLS-Methode und}$$

$$[C.37] \quad \sqrt{n} w_s = c + \alpha\sqrt{n} + \beta_s\sqrt{n}(tpc/h) \quad \text{für die WLS-Methode.}$$

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 Eins liegt, und zwar wiederum für alle Datensätze<sup>45</sup> und beide Schätzmethoden (Tabelle 4). Dieser Befund stimmt weitgehend mit dem Ergebnis einer Analyse der EVS des Jahres 1969 überein [Dicke, Heitger, 1977], wo ebenfalls die Pro-Kopf-Ausgaben der Haushalte als erklärende Variable benutzt und eine ausgabenelastische Dienstleistungsnachfrage gefunden wurde.

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 insgesamt um systematisch verzerrte Ergebnisse handeln könnte. Dafür spricht auch, daß die Ergebnisse für unterschiedliche Datensätze sehr ähnlich ausfallen. Hinzu kommt, daß insbesondere die WLS-Schätzungen für die Pro-Kopf-Variante (Tabelle 4) 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-Ausgaben noch andere Variable gibt, die einen systematischen Einfluß auf die Varianz der Dienstleistungsausgaben haben.

Tabelle 5 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-

<sup>44</sup> Für eine explizite Aufnahme der Familiengröße in den AIDS-Schätzansatz vgl. beispielsweise Ray [1982], der eine Querschnittsanalyse anhand von indischen Konsumdaten durchführt.

<sup>45</sup> 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 — Ausgabenelastizitäten für Dienstleistungen nach Pro-Kopf-Ausgaben der Haushalte (verschiedene Datensätze)

Haushalte mit unterschiedlicher ...	$\beta$	t-Wert	Ausgabenelastizität	$\bar{R}^2$	n	Breusch-Pagan-Testwert
Personenzahl (Datensatz II.1)						
OLS	0,104*	3,10	1,243	0,17 <sup>a</sup>	43	1,27*
WLS	0,086	1,81	1,201	0,90*	43	10,95
Familienstruktur (Datensatz II.2)						
OLS	0,125*	4,58	1,286	0,27*	54	0,94*
WLS	0,126*	3,23	1,288	0,92*	54	17,75
Familienstruktur und sozialer Stellung des Haushaltsvorstands (Datensatz II.3)						
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.3, vgl. Anhang II; eigene Berechnungen.

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

Mit anderen Worten, Haushalte mit vielen Personen weisen im Mittel 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 demnach bereits bewirken, daß die relativen Dienstleistungsausgaben im gesamtwirtschaftlichen Aggregat zunehmen, ohne daß sich dafür die Haushaltsausgaben insgesamt erhöhen müßten. Deshalb kann man von einer gesamtwirtschaftlich zu beobachtenden relativen Zunahme der Dienstlei-

Tabelle 5 — Gesamtausgaben<sup>a</sup>, Pro-Kopf-Ausgaben<sup>a</sup> und Dienstleistungsanteile<sup>b</sup> nach Haushaltsgrößen (verschiedene Datensätze<sup>c</sup>)

Haushaltsgröße	Gesamtausgaben <sup>d</sup>			Pro-Kopf-Ausgaben <sup>d</sup>			Dienstleistungsanteile <sup>d</sup>		
	DM						vH		
	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

<sup>a</sup>Ausgaben für den privaten Verbrauch. — <sup>b</sup>Dienstleistungsausgaben in vH der Ausgaben für den privaten Verbrauch. — <sup>c</sup>1. = Haushalte mit unterschiedlicher Personenzahl (Datensatz II.1), 2. = Haushalte mit unterschiedlicher Familienstruktur (Datensatz II.2), 3. = Haushalte mit unterschiedlicher Familienstruktur und sozialer Stellung des Haushaltsvorstands (Datensatz II.3). — <sup>d</sup>Durchschnitte für alle Einkommensklassen.

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

stungsausgaben noch nicht auf eine ausgabenelastische 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 am privaten 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, in dem die unterschiedliche 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 5 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, und je größer ihre Personenzahl ist, desto niedriger sind ihre Pro-Kopf-Ausgaben.

Daher 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 negativ mit den relativen Dienstleistungsausgaben korreliert ist. Deshalb soll die Haushaltsgröße im folgenden explizit in den Schätzansatz aufgenommen werden, um möglichst unverzerrte Ergebnisse für die Ausgabenelastizität zu bekommen.<sup>46</sup>

### 3. Haushaltsgröße und Familienstruktur

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

$$[C.38] \quad w_s = \alpha_{ss} + \beta_{ss} tpcr + \sum_i \alpha_{si} D_i + \sum_i \beta_{si} (DX)_i$$

für die OLS-Methode und

$$[C.39] \quad \sqrt{n} w_s = c + \alpha_{ss} \sqrt{n} + \beta_{ss} \sqrt{n} tpcr + \sqrt{n} \left[ \sum_i \alpha_{si} D_i + \sum_i \beta_{si} (DX)_i \right]$$

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-Schätzgleichungen 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 Eins für den ent-

<sup>46</sup> Vgl. Houthakker [1957] als grundlegende Studie zur Bedeutung der Haushaltsgröße als Determinante des Ausgabenverhaltens. Dort wurden Skalenerträge der Haushaltsgröße festgestellt; d.h., die partielle Elastizität der Nachfrage in bezug auf die Haushaltsgröße ist generell kleiner als Eins. Danach beträgt z.B. die durchschnittliche Haushaltsgrößenelastizität der Nahrungsmittelnachfrage etwa 0,3.

sprechenden Haushaltstyp an und sind sonst gleich Null. Die Steigungs-Dummies  $(DX)_1$ ,  $(DX)_2$  sowie  $(DX)_3$  nehmen analog dazu einen Wert an, der dem Produkt aus dem jeweiligen Niveau-Dummy mit der Variablen Gesamtausgaben ( $tpc$ ) entspricht. Für Stichprobenbeobachtungen des Haushaltstyps mit 2 Personen nimmt  $D_1$  also den Wert Eins an und  $(DX)_1$  den Wert der Gesamtausgaben, für alle anderen Stichprobenbeobachtungen weisen beide Dummies den Wert Null auf. Die Basisgruppe dieser Schätzgleichung ist der 1-Personenhaushalt, dessen Ausgabenelastizität über den Koeffizienten  $\beta_{ss}$  so wie bisher (Gleichung [C.10]) berechnet werden kann. Die Ausgabenelastizitäten für die anderen Haushaltstypen erhält man über die Summe aus dem Koeffizienten  $\beta_{ss}$  und dem Koeffizienten  $\beta_{si}$  der jeweiligen Steigungs-Dummies. Ebenso wie in diesem Beispiel werden bei den anderen im folgenden durchgeführten Schätzungen für jeden gesondert ausgewiesenen Haushaltstyp (außer für den Basis-Haushalt) ein Niveau- und ein Steigungs-Dummy in die Schätzgleichung aufgenommen.

Tabelle 6 enthält die Schätzergebnisse für unterschiedliche Haushaltsgrößen. Danach scheinen die Ausgabenelastizitäten für 1- und 2-Personenhaushalte unter Eins 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.

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 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 (Anhang II) benutzt, die es gestatten, bei den 1-Personenhaushalten die Haushaltstypen "alleinlebender

Tabelle 6 — Ausgabenelastizitäten für Dienstleistungen nach Haushaltsgrößen

Haushaltsgröße	$\beta^a$		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. — <sup>a</sup>Außer für 1-Personenhaushalte jeweiliger Koeffizient des Steigungs-Dummys.

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

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 7.a und 7.b zusammengefaßten Schätzergebnissen braucht der bisherige Befund nicht revidiert zu werden:

- Für 1-Personenhaushalte (Frau allein; Mann allein) erhält man nach wie vor deutlich unter Eins 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 Eins liegen, wobei auch hier die statistische Signifikanz fehlt.
- Für Mehrpersonenhaushalte (Ehepaare mit Kindern) erhält man statistisch signifikante Ausgabenelastizitäten, die deutlich über Eins liegen.

Insgesamt betrachtet ist aber wiederum zu beachten, daß der Breusch-Pagan-Testwert für alle vier Schätzgleichungen der Tabellen 7.a und 7.b heteroskedastische Störterme anzeigt, so daß die statistische Signifikanz der Parameter ge-

Tabelle 7.a — Ausgabenelastizitäten für Dienstleistungen nach Haushaltstypen (Datensatz II.2)

Haushaltstyp	$\beta^a$		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. — <sup>a</sup>Außer für den Haushaltstyp "Frau allein" jeweiliger Koeffizient des Steigungs-Dummys.

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

nerell 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.<sup>47</sup>

<sup>47</sup> 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 zu einer größeren Stichprobe

Tabelle 7.b — Ausgabenelastizitäten für Dienstleistungen nach Haushaltstypen (Datensatz III.3)

Haushaltstyp	$\beta^a$		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. — <sup>a</sup>Außer für den Haushaltstyp "Frau allein" jeweiliger Koeffizient des Steigungs-Dummys.

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

Die Ergebnisse in Tabelle 8 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.<sup>48</sup>

Obwohl die teilweise fehlende statistische Signifikanz und der bisherige Stand der Analyse noch kein abschließendes Urteil zulassen, deutet doch ein-

ist. Die Standardfehler und das Ausmaß der Heteroskedastizität können sich bei diesem Verfahren gegenüber der Dummy-Schätzung aber sehr wohl verändern.

<sup>48</sup> Diese Ausgabenelastizität wird nicht gesondert ausgewiesen (vgl. Fußnote Nr. 21); die Größe der Elastizität läßt sich anhand des Vorzeichens des geschätzten Koeffizienten  $\beta$  ableiten (vgl. [C.35]).

Tabelle 8 — Ausgabenelastizitäten für Dienstleistungen nach Haushaltstypen (Einzelregressionen)

Haushaltstyp	$\beta$	t-Wert	$\bar{R}^2$	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.

ges darauf hin, daß 1- und 2-Personenhaushalte eher geringe (zumindest nicht von Eins 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. Nahrungsmittelzubereitung 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 statt dessen 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 7.a). Ebenso ist beim Haushaltstyp "Ehepaar ohne Kinder" zu vermuten, daß es sich dabei um ein Konglomerat aus den sogenannten DINKS, den Ehepaaren mit nur einem Erwerbstätigen sowie den Rentnerehepaaren 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. Erwerbstätigkeit des Haushaltsvorstands

Wenn sich die Konsumententscheidungen 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.<sup>49</sup> 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 Lebenszyklus-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.<sup>50</sup> Zu erwarten wäre 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 (Datensatz II.4 in Anhang II).<sup>51</sup> Ein direkter Test der Lebenszyklus-Hypothese für das Ausgabenverhalten ist deshalb mit diesem Datenmaterial nicht möglich. Hier kann nur zwischen der Erwerbstätigkeit und der Nichterwerbstätigkeit des Haushaltsvorstands 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 nichterwerbstätigem Haushaltsvorstand neben Rentnerhaushalten auch Arbeitslosenhaushalte befinden können.

Tabelle 9.a enthält die Schätzergebnisse für die Haushalte mit nichterwerbstätigem Haushaltsvorstand. Die Schätzungen mit Hilfe der Dummy-Variablen weisen keine statistisch gesicherten Ausgabenelastizitäten auf, was aber in die-

<sup>49</sup> Die Gültigkeit dieser Hypothese wird bezweifelt von Campbell und 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 einer Verzögerung auf Veränderungen im laufenden Einkommen reagiere.

<sup>50</sup> Zur kontroversen wissenschaftlichen Diskussion über den empirischen Tatbestand, daß Haushalte Teile ihres Vermögens vererben, vgl. Modigliani [1988] und Kotlikoff [1988].

<sup>51</sup> Die Ergebnisse in Abschnitt C.III.2 haben gezeigt, daß die Ausgabenelastizitäten systematisch unterschätzt werden, wenn die Haushaltsgröße nicht in die Analyse einbezogen wird.

Tabelle 9.a — Ausgabenelastizitäten für Dienstleistungen für den Haushaltstyp  
"nicht-erwerbstätiger Haushaltsvorstand"

Haushaltsgröße	$\beta^a$		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. — <sup>a</sup>Außer für den Haushaltstyp "Frau allein" jeweiliger Koeffizient des Steigungs-Dummys.

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

sem Fall weitgehend auf die Multikollinearität der erklärenden Variablen zurückzuführen sein dürfte: Der multiple Korrelationskoeffizient [Maddala, 1977] zwischen der Variablen Gesamtausgaben und allen anderen exogenen Variablen beträgt bei der OLS-Schätzung 0,88 und bei der WLS-Schätzung 0,62. D.h., die exogenen Variablen weisen möglicherweise nicht genug unabhängige Varianz auf, um jeweils einen Beitrag zur statistischen Erklärung der Varianz der endogenen Variablen zu liefern.

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 9.b). 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 (vgl. dazu die Gleichungen [C.38] und [C.39], so daß auf den nochmaligen Ausweis der Ausgabenelastizität verzichtet werden kann). Allerdings wird auch mit diesem Ansatz

Tabelle 9.b — Ausgabenelastizitäten für Dienstleistungen für den Haushaltstyp  
 “nichterberbstätiger Haushaltsvorstand” (Einzelregressionen)

Haushaltstyp	$\beta$	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.

das übliche statistische Signifikanzniveau von 5 vH nicht erreicht.<sup>52</sup> Die fehlende statistische Signifikanz kann natürlich damit zusammenhängen, daß es sich bei den Haushaltstypen mit nichterberbstätigem 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 9.b 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 nichterberbstätigem Haushaltsvorstand gibt.

Statistisch signifikante Ergebnisse erhält man dagegen, wenn die Haushaltstypen “erwerbstätige Frau” und “Ehepaar ohne Kinder mit erwerbstätigem

<sup>52</sup> Im Gegensatz zu den Schätzungen in Tabelle 9.a liegen hier aber für jede Schätzung, gemessen am Breusch-Pagan-Testwert, homoskedastische Residuen vor.

Haushaltsvorstand" betrachtet werden<sup>53</sup> (Tabelle 10). Wenn dies tatsächlich darauf beruhen 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 nichterwerbstätigem 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 könnte allerdings auch so interpretiert werden, daß die bisher ermittelten hohen Ausgabenelastizitäten weniger mit dem Alter des Haushaltsvorstands als mit der Erwerbstätigkeit der Frau zusammenhängen. Die Ausgabenelastizität der Dienstleistungsnachfrage dürfte nämlich systematisch überschätzt werden, wenn Opportunitätskostenvariable 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 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.

Bei Ehepaaren ohne Kinder (DINKS) oder dann, 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 zusätz-

<sup>53</sup> Bei den Haushalten mit erwerbstätigem 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 (Tabellen 7.a und 7.b). Der Grund dafür ist, daß mit einer Ausnahme nur für den Haushaltstyp "Ehepaar, 1 Kind" auch Beobachtungen mit nichterwerbstätigem Haushaltsvorstand vorliegen. Der frühere Befund einer ausgabenelastischen Dienstleistungsnachfrage bei Mehrpersonenhaushalten basierte also im wesentlichen bereits auf Stichproben mit erwerbstätigem Haushaltsvorstand.

Tabelle 10 — Ausgabenelastizitäten für Dienstleistungen für den Haushaltstyp "erwerbstätiger Haushaltsvorstand"

Haushaltstyp	$\beta^a$		t-Wert		Durchschnittlicher Ausgabenanteil (vH)	Ausgabenelastizität	
	OLS	WLS	OLS	WLS		OLS	WLS
Frau allein	-0,187*	-0,051 <sup>a</sup>	-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. — <sup>a</sup>Koeffizient des Steigungs-Dummys.

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

lichen 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 sich das Merkmal "Erwerbstätigkeit" 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 Eins liegt [Grubel, Walker, 1989; Hammes et al., 1989].<sup>54</sup>

<sup>54</sup> Empirische Belege für die Hypothese, daß Familien mit erwerbstätigen Ehefrauen relativ mehr für Dienstleistungen ausgeben als Familien mit nur einem Einkommensbezieher, liefert auch eine Studie für die Vereinigten Staaten, in der individuelle Haushaltsdaten für die Jahre 1984–86 ausgewertet wurden [Jacobs et al., 1989]. Vgl. dazu auch Fuchs [1981], der in seiner Analyse für die Vereinigten Staa-

Wenn also die Frauenerwerbstätigkeit im Zeitablauf zunimmt und gleichzeitig die Nettoerproduktionsrate 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, 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 dadurch bedingte gesamtwirtschaftliche Zunahme der Dienstleistungsausgaben 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 Dienstleistungen kann man deshalb auch nicht, wie bereits eingangs betont wurde, 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 den bisherigen Querschnittsergebnissen noch nicht viel darauf hin, daß die Ausgabenelastizität der aggregierten Dienstleistungsnachfrage wesentlich von Eins abweicht.

## 5. Soziale Stellung des Haushaltsvorstands

Ein weiteres soziodemographisches 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 teilweise 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

---

ten ebenfalls zu dem Ergebnis kommt, daß ein Anstieg der Frauenerwerbstätigkeit eine Reallokation der Haushaltsausgaben zugunsten der Dienstleistungen bewirkt.

Nichterwerbstitigenhaushalte dagegen eher niedrige (0,83, 0,91 und 0,98). Dieses Resultat muß, abgesehen vom Ergebnis für die Nichterwerbstitigenhaushalte, das mit dem hier gefundenen Ergebnis recht gut übereinstimmt, zunächst überraschen. Denn a priori ist es nicht einsichtig, weshalb z.B. Arbeiterhaushalte unter sonst gleichen Umständen, d.h. bei identischer Familienstruktur und bei gleichem Einkommen, eine unelastische Dienstleistungsnachfrage besitzen sollten, Angestelltenhaushalte dagegen eine elastische.<sup>55</sup>

Ob die Zugehörigkeit zu einer sozialen Gruppe ein wesentlicher Einflußfaktor der Dienstleistungsnachfrage ist, soll deshalb im folgenden etwas genauer überprüft 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 11 enthaltenen Schätzergebnisse können wie folgt zusammengefaßt werden, wobei grundsätzlich keine wesentlichen Unterschiede zwischen den OLS- und den WLS-Ergebnissen bestehen:

- Die Beamtenhaushalte weisen den höchsten Ausgabenanteil für Dienstleistungen auf.
- 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 beide Haushaltstypen; sie liegt in beiden Fällen deutlich über Eins.
- Bei den Arbeiterhaushalten besteht eine Diskrepanz; die Dienstleistungsnachfrage des Haushaltstyps "Ehepaar ohne Kinder" ist ausgabenelastisch, die des Haushaltstyps "Ehepaar mit Kindern" ist ausgabenunelastisch.

<sup>55</sup> Möglicherweise können Arbeiterhaushalte insbesondere handwerkliche Dienstleistungen leichter in Heimarbeit erstellen als andere Haushaltstypen; für Dienstleistungen der Banken und Versicherungen sowie für Gesundheits- und Bildungsdienstleistungen trifft dies aber sicherlich nicht zu.

Tabelle 11 — Ausgabenelastizitäten für Dienstleistungen nach sozialer Stellung des Haushaltsvorstands

Sozialtyp und Haushaltsgröße	$\beta$		t-Wert		Ausgabenanteil (vH)	Ausgabenelastizität	
	OLS	WLS	OLS	WLS		OLS	WLS
Angestellte Ehepaar mit Kindern	0,122*	0,121*	3,91	4,21	37,86	1,322	1,320
Ehepaar ohne Kinder	-0,010 <sup>a</sup>	-0,010 <sup>a</sup>	-0,16	-0,24	38,10	1,294	1,291
Arbeiter Ehepaar mit Kindern	-0,027	-0,029	-0,83	-0,91	36,02	0,925	0,919
Ehepaar ohne Kinder	0,171 <sup>*a</sup>	0,125 <sup>a</sup>	2,63	1,89	37,29	1,386	1,257
Beamte Ehepaar mit Kindern	0,249*	0,269*	18,61	14,03	40,65	1,613	1,662
Ehepaar ohne Kinder	0,063 <sup>a</sup>	0,053 <sup>a</sup>	2,00	2,00	39,91	1,782	1,807
Schätzgleichung	$\bar{R}^2$		F-Wert		Anzahl der Beobachtungen	Breusch-Pagan-Testwert	
	OLS	WLS	OLS	WLS		OLS	WLS
Angestellte	0,45*	0,99*	6,63	1958,09	22	10,76	13,80
Arbeiter	0,31*	0,99*	4,54	420,24	25	1,77*	1,54*
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. — <sup>a</sup>Koeffizient des Steigungs-Dummys.

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

Auch diese Resultate,<sup>56</sup> insbesondere die sehr hohen Ausgabenanteile und -elastizitäten der Beamtenhaushalte, erscheinen auf den ersten Blick als wenig

<sup>56</sup> Daß hier, im Unterschied zu den Ergebnissen von Fels und Schmidt [1981], wesentlich höhere Ausgabenelastizitäten ermittelt wurden, beruht vermutlich hauptsächlich

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, a]. 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, a]. 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 auftun.

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, b]. 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 ande-

---

darauf, daß dort die Familiengröße nicht berücksichtigt wurde. Dies führt generell zu einer Unterschätzung der Ausgabenelastizität der Dienstleistungsnachfrage [vgl. Abschnitt C.III.2).

ren 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 (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 Angestellten-, 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]:

$$[C.39] \quad F = \frac{(RRSS - URSS)/(k+1)}{URSS/(n_1 + n_2 - 2k - 2)}$$

- mit  $RRSS$  = restringierte Summe der quadrierten Residuen  
 $URSS$  = unrestringierte Summe der quadrierten Residuen  
 $k$  = Anzahl der Regressoren  
 $n_1, n_2$  = jeweilige Anzahl der Beobachtungen in den Beobachtungsgruppen.

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

$$[C.40] \quad w_s = \alpha_s + \beta_s(tpc) + u_s \quad \text{mit } u = \text{Störterm}$$

geschätzt (Gleichung [C.33]). Dabei umfaßt die erste Regression die gesamte Stichprobe ( $n_1 + n_2$ ). 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 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.

Der F-Test kann in diesem Zusammenhang nur dann angewendet werden, 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 12 zusammengefaßt dargestellt. Im einzelnen wurde dabei so vorgegangen, daß zunächst Angestelltenhaushalte der Gruppe der Arbeiter- und Beamtenhaushalte gegenübergestellt wurden, dann Arbeiterhaushalte der Gruppe der Angestellten- und Beamtenhaushalte und schließlich Beamtenhaushalte der Gruppe der Angestellten- und Arbeiterhaushalte. 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.

Tabelle 12 — Dienstleistungsausgaben und soziale Stellung des Haushaltsvorstands<sup>a</sup> — Ergebnisse für den F-Test<sup>b</sup>

Haushaltstyp	Anzahl der Beobachtungen	F-Wert			Breusch-Pagan-Testwert
		Angestellte vs. Arbeiter und Beamte	Arbeiter vs. Angestellte und Beamte	Beamte vs. Angestellte und Arbeiter	
Ehepaar ohne Kinder	15	0,191	1,328	3,184	0,035*
Ehepaar, 1 Kind	15	4,619*	2,383	7,052*	0,175*
Ehepaar, 2 Kinder	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. — <sup>a</sup>Ohne Gesundheitsausgaben; jeweils 1 Beobachtung für Angestellten-, Arbeiter- und Beamtenhaushalte für 5 identische Einkommensklassen. — <sup>b</sup>Kritischer F-Wert:  $F_{2,11} = 3,98$  (5 vH); kritischer Chi<sup>2</sup>-Wert (1 Freiheitsgrad) = 2,71 (10 vH).

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

— 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 11 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 Ausgabenelelastizitäten im Vergleich zu den Ergebnissen in Tabelle 11 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 13 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.

Tabelle 13 — Dienstleistungsausgaben und Kinderzahl<sup>a</sup> — Ergebnisse für den F-Test<sup>b</sup>

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

\*Homoskedastische Residuen bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH. —  
<sup>a</sup>Ohne Gesundheitsausgaben; jeweils 1 Beobachtung für Angestellten-, Arbeiter- und Beamtenhaushalte für 5 identische Einkommensklassen (für zwei Haushaltstypen).  
 — <sup>b</sup>Kritischer F-Wert:  $F_{2,26} = 3,37$  (5 vH); kritischer  $\chi^2$ -Wert (1 Freiheitsgrad) = 2,71 (10 vH).

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

Anhand dieser modifizierten Stichprobe wurde nun nochmals überprüft, ob die soziale Stellung des Haushaltsvorstands Unterschiede in der Ausgabenstruktur für Dienstleistungen im statistischen Sinn erklären kann. Diese Schätzungen lieferten zwei bemerkenswerte Ergebnisse (Tabelle 14). 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 Eins ist. Dieser Befund muß um so mehr überraschen, als ihr durchschnittlicher Ausgabenanteil unter dem durchschnittlichen Ausgabenanteil der Angestelltenhaushalte liegt, deren Ausgabenelastizität wiederum deutlich über Eins liegt.

Damit bleibt festzuhalten, daß die Dienstleistungsnachfrage des Haushaltstyps "Ehepaar" mit einer Ausnahme durchweg ausgabenelastisch zu reagieren scheint — unabhängig davon, ob Kinder vorhanden sind, aber nur, solange es sich nicht um Rentnerhepaare bzw. um Ehepaare mit nichterwerbstätigem

Tabelle 14 — Ausgabenelastizitäten für Dienstleistungen nach sozialer Stellung des Haushaltsvorstands für eine modifizierte Stichprobe<sup>a</sup>

Sozialtyp	$\beta^b$		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. — <sup>a</sup>Ohne Gesundheitsausgaben; nur Ehepaare mit 1 Kind und mit 2 Kindern, davon jeweils 1 Beobachtung für 5 identische Einkommensklassen. — <sup>b</sup>Außer für Arbeiterhaushalte Koeffizienten des Steigungs-Dummys.

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

Haushaltsvorstand handelt. Die Ausnahme sind die Arbeiterhaushalte mit Kindern, deren Ausgabenelastizität eher unter Eins 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 direkt getestet werden.

## 6. Fazit

Insgesamt betrachtet hat die Querschnittsanalyse gezeigt, daß neben den Gesamtausgaben verschiedene soziodemographische Faktoren wie etwa das Alter des Haushaltsvorstands, 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.

Insbesondere ist deutlich geworden, daß sich die Dienstleistungsnachfrage der Haushaltstypen "Rentner", "Sozialhilfeempfänger", "Angestellte" und "Arbeiter" offenkundig unterscheidet. Gerade diese Haushaltstypen werden aber vom Statistischen Bundesamt für die Aufbereitung von Zeitreihendaten aggregiert: Der sogenannte Haushaltstyp 1 enthält Rentner und Sozialhilfeempfänger, der sogenannte Haushaltstyp 2 enthält Arbeiter und Angestellte. Die Querschnittsergebnisse liefern deshalb erste Hinweise darauf, die Zeitreihenergebnisse für diese beiden Haushaltstypen besonders kritisch zu betrachten. Für die Haushaltstypen "Angestellte" und "Beamte" konnten dagegen aufgrund der Querschnittsergebnisse keine unterschiedliche Dienstleistungsnachfrage ermittelt werden, so daß für die Zeitreihenanalyse des sogenannten Haushaltstyps 3 — Angestellte und Beamte — zumindest keine zusätzlichen Probleme zu erwarten sind.

Für den Haushaltstyp "Ehepaar mit Kindern" erbrachte die Querschnittsanalyse ein relativ robustes Ergebnis. Danach ist die Dienstleistungsnachfrage dieses Haushaltstyps ausgabenelastisch, so wie es die Nachfragehypothese des Strukturwandels postuliert. Dieser Querschnittsbefund steht allerdings unter einem Vorbehalt. Ob er Bestand hat, wenn man auch opportunitätskostenrelevante Variablen wie etwa die relativen Frauenverdienste, die die Erwerbstätigkeit der Frau und damit auch die Dienstleistungsnachfrage des Haushalts beeinflussen, in die Analyse einbezieht, kann bezweifelt werden. Somit besteht der begründete Verdacht, daß die Ausgabenelastizität für den Haushaltstyp "Ehepaar mit Kindern" bei der Querschnittsanalyse überschätzt wurde. Nicht zuletzt diese Hypothese soll im nächsten Abschnitt mit Hilfe der Zeitreihenanalyse — zumindest ansatzweise — überprüft werden.

#### IV. Preis- und Ausgabenelastizitäten der Dienstleistungsnachfrage: Zeitreihenergebnisse

##### 1. Kointegration: Ein neues Konzept in der Zeitreihenanalyse

##### a. Modellierung der Dynamik, Fehlerkorrekturmodelle und Kointegration

Viele empirische Nachfrageanalysen anhand von Zeitreihen haben gezeigt, daß die aus der Nachfragetheorie abgeleiteten Restriktionen der Homogenität und der Symmetrie in der Regel die Konfrontation mit den Daten nicht bestehen.<sup>57</sup> Wenn man einmal davon absieht, dieses Ergebnis als eine Falsifikation der Nachfragetheorie zu betrachten, verbleiben zwei Möglichkeiten der Interpretation: Entweder liegen den Analysen fehlerhafte Daten zugrunde, oder die Schätzungen beruhen auf einem fehlspezifizierten Modell. Gegen die erste Interpretation spricht, daß die empirische Ablehnung der Homogenitäts- und der Symmetrirestriktion regelmäßig unabhängig davon auftritt, welche Aggregationsebene, welche Zeiträume und welche Länder in die Analyse einbezogen werden. Somit deutet vieles darauf hin, daß das üblicherweise bei empirischen Analysen benutzte statische Nachfragemodell aufgrund der fehlenden Modellierung verzögerter Anpassungsvorgänge zu restriktiv ist und deshalb an der Realität scheitert.

Hinweise auf die Relevanz der Modellierung der Dynamik liefert der Befund, daß Schätzungen mit dem statischen Nachfragemodell, die die Homogenitätsbedingung als Restriktion enthalten, im Gegensatz zu unrestringierten Schätzungen durchweg autokorrelierte Residuen aufweisen.<sup>58</sup> Der Informationsgehalt der Daten wird mit diesem einfachen Modell, wenn es im Sinne der Theorie restringiert wird, also offenbar nicht vollständig ausgeschöpft. Die empirische Ablehnung der Homogenitäts- und der Symmetrirestriktion könnte somit von einer Fehlspezifikation der dynamischen Anpassungsprozesse hervorgerufen werden, denn bei Schätzungen mit autokorrelierten Residuen werden die Standardfehler unterschätzt und die Restriktionen deshalb möglicherweise zu Unrecht verworfen.

Aus theoretischer Sicht befriedigendere empirische Ergebnisse als mit dem statischen Modell wurden mittlerweile mit flexibleren dynamischen Schätzan-

<sup>57</sup> Für einen Überblick vgl. beispielsweise Barten [1977] sowie Deaton und Muellbauer [1980b].

<sup>58</sup> Deaton, Muellbauer [1980a]; Anderson, Blundell [1982]; Bewley, Elliott [1989].

sätzen erzielt.<sup>59</sup> Danach führt eine explizite Modellierung dynamischer Anpassungsprozesse in vielen Fällen dazu, daß der Gegensatz zwischen dem empirischen Befund und der theoretischen Vorhersage des Nachfrageverhaltens verschwindet, die Homogenitäts- und die Symmetriebedingung also nicht länger im Widerspruch zu den Daten stehen. Diesen neueren Studien zufolge müssen das statische, das autoregressive sowie das "distributed lag"-Modell, die alle durch entsprechende Parameterrestriktionen als Vereinfachungen eines allgemeinen linearen dynamischen Modells dargestellt werden können, jeweils für sich genommen verworfen werden, eben weil sie die vorhandene Dynamik gar nicht oder nur teilweise abbilden. Deshalb darf eine empirisch begründete Ablehnung der allgemeinen Restriktionen der Nachfragetheorie, die mit solchen im Grunde fehlspezifizierten Modellen ermittelt wird, noch nicht als eine Falsifikation der Nachfragetheorie interpretiert werden. Von daher bietet es sich an, die Analyse grundsätzlich mit einer möglichst flexiblen Modellstruktur zu beginnen und dann sukzessive zu überprüfen, welche Parameterkonstellationen die Konfrontation mit den Daten bestehen und welche nicht. Bei dieser Vorgehensweise hätte man somit die Möglichkeit, alternative Modellvarianten zu testen, bevor diesen Varianten dann in einem zweiten Schritt die allgemeinen Restriktionen der Nachfragetheorie auferlegt werden.

Allerdings gibt es derzeit keine ausgearbeitete Theorie, aus der handhabbare Restriktionen für die Modellierung der dynamischen Struktur abzuleiten wären, die somit eine rein empirische Frage bleiben muß. Die in den letzten Jahren entwickelte Kointegrationstheorie kann aber als ein Versuch betrachtet werden, eine Brücke zwischen der klassischen Ökonometrie und der reinen Zeitreihenanalyse zu schlagen.

Während beim Ansatz der klassischen Ökonometrie die theoretische Fundierung im Vordergrund steht, werden bei der reinen Zeitreihenanalyse zunächst die statistischen Eigenschaften von Zeitreihen möglichst gut beschrieben und daran anschließend eine so gefundene Parameterstruktur im Sinne der ökonomischen Theorie interpretiert.

Vor der Entwicklung der Kointegrationstheorie, also praktisch bis zum Ende der siebziger Jahre, wurden in der Zeitreihenanalyse Schätzungen von Modellen in ersten Differenzen präferiert, weil man hoffte, so das "spurious regression"-Problem [Granger, Newbold, 1974] zu vermeiden. Mit der Differenzbildung sollte verhindert werden, daß trendbehaftete Variable gegeneinander regressiert werden, denn das klassische Instrumentarium der Regressionsanalyse (F- und t-Test,  $R^2$ ) kann in der Regel nur auf stationäre Variable angewendet werden. Wenn beispielsweise zwei Niveauvariable, die von unabhängigen

<sup>59</sup> Vgl. dazu beispielsweise Anderson und Blundell [1982], Bewley und Elliott [1989], Veall und Zimmermann [1986] sowie Zietz und Weichert [1988].

trendbehafteten "random walks" erzeugt werden, gegeneinander regressiert werden, dann kann man fälschlicherweise (spurious) ein hohes  $R^2$  erhalten, das nur darauf zurückzuführen ist, daß man anstelle des (wahren) stochastischen Trends in der Varianz in diesem Fall implizit einen deterministischen Trend im Mittelwert modelliert. Eben dies sollte durch die Schätzung in ersten Differenzen vermieden werden. Zur Verdeutlichung sei der Zusammenhang für den Zwei-Variablen-Fall erläutert [vgl. zum folgenden Rüdel, 1989].

Wenn es eine ökonomische Theorie gibt, die eine lineare Abhängigkeit der Variablen  $y$  von der Variablen  $x$  in der Periode  $t$  postuliert, dann lautet der zu schätzende Zusammenhang zwischen diesen Variablen

$$[C.41] \quad y_t = a + b x_t + u_t \quad \text{mit } u_t = \text{Störterm.}$$

Dann muß aber auch gelten, daß

$$[C.42] \quad y_{t-1} = a + b x_{t-1} + u_{t-1}.$$

Durch Subtraktion erhält man

$$[C.43] \quad \Delta y_t = b \Delta x_t + \Delta u_t.$$

Diese Transformation läßt den zu schätzenden Parameter  $b$  unberührt, so daß es aus theoretischer Sicht keinen Unterschied zwischen einer Schätzung in Niveaugrößen (Gleichung [C.41]) und einer in Differenzen (Gleichung [C.43]) geben sollte. Tatsächlich weichen die Parameterschätzungen für Niveau- und Differenzenmodelle in der Regel aber sehr weit voneinander ab. Der Grund dafür liegt in der impliziten Modellierung des Störprozesses. Ist der Störterm im Niveaumodell weißes Rauschen, so weist er nach der Transformation im Differenzenmodell eine hohe negative Autokorrelation auf; ist der Störterm dagegen im Differenzenmodell weißes Rauschen, so muß er im Niveaumodell ein "random walk" sein (spurious regression). Deshalb kann nicht willkürlich zwischen verschiedenen Spezifikationen gewählt werden, ohne die Implikationen für den Störterm und damit für die Unverzerrtheit und die Effizienz der Schätzung zu beachten.

Einerseits steht man bei der Zeitreihenanalyse also vor dem Problem, daß Schätzungen in Niveaugrößen möglicherweise zu "spurious" Ergebnissen führen, andererseits gehen bei Schätzungen in Differenzenform aber alle Informationen über langfristige Zusammenhänge zwischen den betrachteten Variablen verloren. Wenn Zeitreihenvariable generell als integrierte Prozesse modelliert werden können und zusammen "trenden", d.h., wenn die verschiedenen integrierten Prozesse einen gemeinsamen stochastischen Trend besitzen, dann müssen Modelle in Differenzenform unvollständig spezifiziert sein, da bei diesem

Ansatz die gemeinsame Bewegung der Zeitreihen — ihre langfristige Gleichgewichtsbeziehung — eliminiert wird.

Die Erkenntnis dieser Problematik führte gegen Ende der siebziger Jahre zur raschen Popularisierung eines alternativen Schätzansatzes, des sogenannten Fehlerkorrekturmodells (error correction model — ECM), das erstmals in den Arbeiten von Phillips [1957] und Sargan [1964] vorgestellt wurde.<sup>60</sup> Ein Fehlerkorrekturmodell kann als eine spezielle Parametrisierung eines allgemeinen linearen dynamischen Modells der Form

$$[C.44] \quad y_t = \sum_{i=1}^m \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_i x_{t-i} + e_t \quad \text{mit } e_t = \text{Störterm}$$

geschrieben werden [Hendry et al., 1984].

Mit der Restriktion<sup>61</sup>

$$[C.45] \quad \sum_{i=1}^m \alpha_i + \sum_{i=0}^n \beta_i = 1$$

erhält man beispielsweise das sogenannte erweiterte Fehlerkorrekturmodell für  $m = n = 1$  [Wickens, Breusch, 1988] als

$$[C.46] \quad \Delta y_t = \beta_0 \Delta x_t - (1 - \alpha)(y_{t-1} - \Theta x_{t-1}) + e_t,$$

wobei für den Langfristparameter gilt:

$$[C.47] \quad \Theta = \frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \alpha}.$$

Dabei beschreibt der erste Term des Fehlerkorrekturmodells [C.46] die dynamische Anpassung. Der zweite Term ist der sogenannte Fehlerkorrekturterm, der den langfristigen Zusammenhang zwischen den Variablen  $y_t$  und  $x_t$  beinhaltet.

In dieser allgemeinen Form ist das Fehlerkorrekturmodell zunächst als atheoretisch zu betrachten. Mit Hilfe theoretischer Vorgaben, wie sie bei Nachfrageanalysen beispielsweise in Form der Homogenitäts- und der Symmetriestriktion gegeben sind, oder mit Hilfe von Restriktionen, wie sie beispielsweise aufgrund von Querschnittsergebnissen eingeführt werden können, lassen sich

<sup>60</sup> Für einen historischen Überblick zur Entwicklung der Fehlerkorrekturmodelle vgl. Alogoskoufis und Smith [1990].

<sup>61</sup> Als grundlegende Studie für eine solche Parametrisierung gilt Davidson et al. [1978]. Dort wird allerdings der Langfristparameter  $\Theta$  gleich Eins gesetzt [ibid., S. 681].

aber die aus ökonomischer Sicht interessanten Parametrisierungen des Fehlerkorrekturmodells bestimmen. Dabei ist zu beachten, daß bei einer solchen Parametrisierung unter Umständen auch nichtlineare Restriktionen auftreten können, was bisher bei der empirischen Analyse häufig übersehen worden ist [Alogoskoufis, Smith, 1990].

Formal ähnelt das Fehlerkorrekturmodell dem Differenzenmodell, zusätzlich berücksichtigt es aber Niveauinformationen in Form eines zusätzlichen Regressors. Die besondere Eigenschaft des Fehlerkorrekturmodells besteht darin, daß es eine von der ökonomischen Theorie postulierte Gleichgewichtsbeziehung in einem hypothetischen statischen Gleichgewicht reproduzieren kann. Dabei wird jedoch nicht vorausgesetzt, daß dieses Gleichgewicht zu jedem Zeitpunkt realisiert ist. Somit kann die Gleichgewichtsbeziehung ohne die Restriktion modelliert werden, daß sie gerade in der jeweiligen Periodenabgrenzung des betrachteten Datensatzes erfüllt ist. Anders als bei Schätzungen mit Differenzenmodellen gehen beim Fehlerkorrekturmodell Informationen über langfristige Beziehungen zwischen den Variablen nicht mehr verloren, und gleichzeitig ist das Fehlerkorrekturmodell so flexibel, daß auch verzögerte Anpassungsvorgänge modelliert werden können.

Besonders wichtig ist, daß sich das "spurious regression"-Phänomen bei diesem Ansatz vermeiden läßt, wenn die betrachteten Variablen eine bestimmte statistische Eigenschaft — die Kointegration — aufweisen. Die Entwicklung dieses Konzepts [Granger, 1981; Engle, Granger, 1987] kann somit im Grunde als Folge der rasch zunehmenden Popularität der Fehlerkorrekturmodelle in der empirischen Analyse betrachtet werden. Nach Granger [1986] können kointegrierte Variable immer auch als Fehlerkorrekturmodell dargestellt werden; und das Fehlerkorrekturmodell kann als ein aus der ökonomischen Theorie hergeleitetes dynamisches ökonometrisches Modell aufgefaßt werden, bei dem explizit zwischen Lang- und Kurzfristparametern unterschieden werden kann. In diesem Sinne kann man die Kointegrationstheorie auch als einen Versuch interpretieren, eine Annäherung zwischen den theoretisch fundierten klassischen ökonometrischen Verfahren und der rein empirisch orientierten Zeitreihenanalyse zu ermöglichen.

## b. Das Konzept der Kointegrationsanalyse<sup>62</sup>

Bei dem aus der reinen Zeitreihenanalyse stammenden Konzept der Kointegration wird nicht zwischen exogenen und endogenen Variablen unterschieden.

<sup>62</sup> Für zusammenfassende Darstellungen vgl. Granger [1986], Hendry [1986], Engle und Granger [1987], Rüdell [1989], Campbell und Perron [1991], Hansen [1991] sowie Lütkepohl [1991].

Ausgangspunkt der folgenden Überlegungen sei aber, daß die ökonomische Theorie ein Modell liefert, das für eine eindeutige Aufteilung in exogene ( $x_{i,t}$ ) und endogene ( $y_{i,t}$ ) Variable sorgt, so daß bei dem im folgenden betrachteten Zwei-Variablen-Fall  $y_t = f(x_t)$  gilt. Diese Annahme führt zu einer wesentlichen Vereinfachung der Analyse, und sie dürfte insbesondere im Rahmen der Nachfrageanalyse, in der ein umfassender theoretischer Rahmen zur Verfügung steht, unstrittig sein.

Bevor das eigentliche Instrumentarium der Kointegrationsanalyse angewendet werden kann, müssen vorab die statistischen Eigenschaften der beteiligten Zeitreihen überprüft werden. So muß getestet werden, ob eine Variable als stationär oder als integriert betrachtet werden kann. Dies ist deshalb von entscheidender Bedeutung, weil nur integrierte Variable, und zwar nur solche mit identischem Integrationsgrad, überhaupt kointegriert sein können.

Eine Zeitreihe  $x_t$  wird als integriert vom Grade  $d$  bezeichnet, wenn sie nach  $d$ -facher Differenzenbildung stationär ist. Man schreibt  $x_t \sim I(d)$  für integrierte und  $x_t \sim I(0)$  für stationäre Variable. Eine stationäre Variable weist einen im Zeitablauf konstanten Mittelwert und eine konstante Varianz auf, während die Varianz einer integrierten Variablen im Zeitablauf gegen unendlich strebt und ihr Mittelwert nicht konstant ist. Es ist also nicht zu erwarten, daß eine integrierte Variable jemals wieder einen Wert annimmt, den sie zu einem gegebenen Zeitpunkt innehatte. Zu beobachten ist aber, daß viele (integrierte) Zeitreihen einem gemeinsamen Trend zu folgen scheinen. Die Kointegrationstheorie besagt nun, daß zwischen integrierten Variablen eine stabile Gleichgewichtsbeziehung bestehen kann, wenn diese Variablen denselben Integrationsgrad aufweisen. Eben dies muß vor der Analyse der aus ökonomischer Sicht in der Regel interessierenden Gleichgewichtsbeziehung festgestellt werden. Allerdings ist ein identischer Integrationsgrad von zwei Variablen lediglich eine notwendige, aber noch keine hinreichende Bedingung dafür, daß tatsächlich eine Kointegrationsbeziehung zwischen diesen Variablen besteht.

Mit dem Konzept der Kointegration kann unter anderem erklärt werden, weshalb Parameterschätzungen aus Modellen in Niveauform gegenüber solchen in Differenzenform häufig sehr weit auseinanderfallen. Diese Ansätze repräsentieren möglicherweise zum einen die langfristigen (Niveaumodell) und zum anderen die kurzfristigen (Differenzenmodell) Aspekte eines allgemeinen Modells. Sie sind deshalb nicht als konkurrierende, sondern als komplementäre Erklärungen zu verstehen. Eben dies soll bei den in jüngster Zeit entwickelten Fehlerkorrekturmodellen berücksichtigt werden.

Ebenso liefert die Kointegrationstheorie eine Erklärung dafür, weshalb bei manchen empirischen Analysen "falsche" Vorzeichen, quantitativ unplausible Koeffizienten oder insignifikante Ergebnisse auftreten können. Dies ist nämlich immer dann möglich, wenn Variable mit nicht zueinander passenden Integra-

tionsgraden in einem Ansatz vereint wurden. So kann die Erklärung einer  $I(0)$ -Variablen durch eine  $I(1)$ -Variable nicht sinnvoll sein, denn der einzige theoretisch plausible Schätzwert einer solchen Regression ist gleich Null [Granger, 1986]; und ein "spurious regression"-Ergebnis tritt dann auf, wenn zwei Variable gegeneinander regressiert werden, die zwar vom selben Grad integriert, aber nicht kointegriert sind, also unabhängige stochastische Trends aufweisen. Das möglicherweise hohe  $R^2$  einer solchen Regression folgt aus dem hier fälschlicherweise implizit modellierten deterministischen Trend. Andere typische Schätzprobleme der Zeitreihenanalyse, wie etwa autokorrelierte Residuen, Multikollinearität und der Haavelmo-Bias, können vor dem Hintergrund der Kointegrationstheorie ebenfalls neu interpretiert werden.

Regressionsschätzungen mit  $I(1)$ -Variablen weisen beispielsweise mit hoher Wahrscheinlichkeit autokorrelierte Residuen auf. Eine einfache Autokorrelationsbereinigung mit Hilfe des Cochrane-Orcutt-Verfahrens, die eine "unit root" in den Residuen ausschließt, würde zu einem "entirely spurious model" führen [Hendry, 1986], wenn das Residuum tatsächlich nichtstationär ist. Mit anderen Worten: Dieses Verfahren legt den Residuen in einem solchen Fall nicht vorhandene Restriktionen auf und führt somit zu inkonsistenten Schätzergebnissen. Und selbst wenn alle Variablen eines Modells stationär ( $I(0)$ ) sind, die Residuen aber Autokorrelation aufweisen, ist eine mechanische Autokorrelationsbereinigung nicht angezeigt, weil sie die zugrundeliegenden dynamischen Prozesse ignoriert. Dies kann zumindest in kleinen Stichproben starken Einfluß auf die Schätzergebnisse haben, wie einige der oben erwähnten neueren Studien zeigen.

Ein Multikollinearitätsproblem mag dann auftreten, wenn ein Modell kointegrierte  $I(1)$ -Variable als Erklärende enthält, denn aufgrund der Korrelationsbeziehungen sind hier sehr niedrige  $t$ -Werte zu erwarten. Nimmt man jetzt eine der kointegrierten Variablen aufgrund ihres geringen  $t$ -Wertes aus der Schätzgleichung heraus, indem man ihren Parameterwert auf Null setzt, so verbessert sich zwar die statistische Signifikanz der verbleibenden geschätzten Koeffizienten. Ein solcher Signifikanzgewinn wird allerdings teuer bezahlt, weil man fälschlicherweise eine Variable aus dem Modell genommen hat, der tatsächlich ein Erklärungsbeitrag zukommt. Dies muß zu einer verzerrten Koeffizientenschätzung führen. Bei der Multikollinearität handelt es sich um ein rein statistisches Problem, das nicht auf Kosten der ökonomischen Theorie — etwa durch das Weglassen einer relevanten Variable — gelöst werden darf; im hier betrachteten Zusammenhang ist es aus statistischer Sicht dadurch lösbar, daß die kointegrierten Variablen im entsprechenden Fehlerkorrekturmodell in eine Li-

nearkombination transformiert werden, um so das Ausmaß der Interkorrelation zu reduzieren<sup>63</sup> [Hendry, 1986].

Umgekehrt kann eine Linearkombination von zwei Variablen entgegen einer theoretisch begründeten Vermutung möglicherweise auch deshalb nicht  $I(0)$  sein, weil eine dritte Variable nicht berücksichtigt wurde. In diesem Fall wäre keine statische Kointegrationsbeziehung definierbar, während der Einschluß dieser Variablen, der ein hohes Ausmaß von Multikollinearität verursachen dürfte, einen signifikanten Koeffizienten für die Linearkombination der kointegrierten Variablen im entsprechenden ECM produzieren wird. Falls also zwischen bestimmten Variablen, für die eine langfristig stabile Beziehung vermutet werden kann, keine Kointegrationsbeziehung gefunden wird, sollten zusätzliche Variable in die Kointegrationsregression aufgenommen werden [Granger, 1986], sofern man dies theoretisch begründen kann.

Mit Hilfe der Kointegrationstheorie kann man auch begründen, weshalb die geschätzten Koeffizienten einer Regression mit nichtstationären Variablen interpretationsfähig sind. Nach dem Theorem von Stock [1987] für die Superkonsistenz des OLS-Schätzers ist dies genau dann der Fall, wenn alle nichtstationären Variablen dieser Schätzgleichung einen einheitlichen Integrationsgrad aufweisen und keine Untergruppe der exogenen Variablen kointegriert ist [Hendry, 1986]. Dabei darf die Schätzgleichung neben den exogenen  $I(1)$ - auch exogene  $I(0)$ -Variable enthalten, deren Parameterschätzungen asymptotisch unabhängig von denen der integrierten Variablen sind [vgl. dazu auch Stock und Watson, 1988b]. Stocks Theorem besagt, daß OLS selbst dann ein konsistenter Schätzer von Kointegrationsvektoren ist, wenn der Störterm in der statischen Kointegrationsregression autokorreliert oder nicht unabhängig von den Regressoren ist. Der Grund dafür ist, daß eine OLS-Schätzung der Parameter kointegrierter Zeitreihen schneller gegen ihren wahren Wert konvergiert, als das bei einer Schätzung stationärer Zeitreihen der Fall ist. Mit anderen Worten, bei einer OLS-Regression mit nichtstationären Zeitreihen kann man selbst dann eine unverzerrte Schätzung der Langfristparameter erhalten, wenn die möglicherweise vorhandene Dynamik bei der Schätzung vollständig ignoriert wird.

<sup>63</sup> Vgl. dazu auch das sehr anschauliche Beispiel in Rao und Miller [1971]: Man versuche den Herzschlag herzkranker Patienten mit der Länge des rechten und der Länge des linken Beins statistisch zu erklären. Wenn man das Multikollinearitäts-"problem" hier durch das Weglassen einer der beiden Variablen löst, erhält man eine Fehlspezifikation, da der Herzschlag tatsächlich eine Funktion der *Differenz* der Länge des rechten und des linken Beins ist. Ob nun das Modell in Niveaus, also mit der Länge des rechten *und* des linken Beins als Erklärenden, oder in Differenzen, also mit der Differenz der Beinlängen als Erklärender, formuliert wird, spielt keine Rolle: Beide Ansätze liefern identische Koeffizientenschätzungen. Die Differenzschätzung hätte allerdings den Vorteil einer statistisch eindeutigen Parameteridentifikation.

Demnach kann OLS auch bei simultanen Gleichungen angewendet werden, wenn nur die endogene und die exogene beziehungsweise die endogene und mehrere exogene Variable kointegriert sind. Obwohl der OLS-Schätzer in diesen Fällen einen "small-sample-bias" aufweist, liefert er konsistente Ergebnisse [Stock, Watson, 1988b]. Sind diese Bedingungen für die Kointegrationsregression — alle integrierten Variablen weisen denselben Integrationsgrad auf, die endogene und die exogenen Variablen sind kointegriert, innerhalb der integrierten exogenen Variablen existiert keine Kointegrationsbeziehung — nicht erfüllt, dann gilt weiterhin das Argument von Haavelmo [1943], daß der OLS-Schätzer bei simultanen Gleichungen inkonsistente Ergebnisse liefert.

Die wichtigste Botschaft des neuen Konzepts der Kointegrationsanalyse lautet, daß die stochastischen Eigenschaften der Zeitreihen vor dem Beginn der eigentlichen Regressionsanalyse sorgfältig überprüft werden sollten [Hansen, 1988]. Dazu dienen die im folgenden im einzelnen vorgestellten Integrations-tests. Die Interpretation und der Aufbau von Regressionsschätzungen hängen beispielsweise ganz entscheidend davon ab, ob die betrachteten Zeitreihen als integrierte Prozesse modelliert werden und wie sie sich hinsichtlich ihrer deterministischen Komponenten unterscheiden.<sup>64</sup> Mit anderen Worten: Es kommt zunächst darauf an, sich ein möglichst umfassendes Bild der stochastischen und der deterministischen Eigenschaften der betrachteten Variablen zu machen.

Zu beachten ist dabei, daß Integrationstests letztlich nur geringe Power gegenüber engen Alternativen besitzen, denn es soll ja zwischen Koeffizienten diskriminiert werden, die in der Nähe von oder genau bei Eins liegen. Es kann durchaus vorkommen, daß man die Prüfhypothese für eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH zu akzeptieren und für eine von 10 vH zu verwerfen hat, oder daß man bei gleicher Irrtumswahrscheinlichkeit mit den verschiedenen Verfahren zu unterschiedlichen Ergebnissen gelangt. Ein Konfidenzintervall für die Nullhypothese der "unit root" umfaßt bei einem begrenzten Stichprobenumfang immer Punkte für die alternative Hypothese, denn die Nullhypothese gilt ja nur für den Fall, daß der Autoregressionsparameter genau den Wert Eins annimmt [Stock, 1990]. Deshalb wird man eine gegebene trendbehaftete Zeitreihe in der Regel mit einem differenzenstationären Modell ebenso beschreiben können wie mit einem alternativen Modell mit einem deterministischen Trend. Somit können Theorien, die die Gültigkeit der "unit root"-Hypothese erfordern, letztlich nicht mit Hilfe von Integrationstests überprüft werden [Cochrane, 1991], da die

<sup>64</sup> Vgl. dazu Stock und Watson [1988b], die mit Hilfe künstlich erzeugter Daten veranschaulichen, welche Fehlspezifikationen resultieren können, wenn man die stochastischen Eigenschaften der zu analysierenden Zeitreihen nicht beachtet.

Nicht-Ablehnung der "unit root"-Hypothese nicht zweifelsfrei ausschließt, daß dem datenerzeugenden Prozeß ein deterministischer Trend zugrundeliegt.<sup>65</sup>

Dies spielt für die Kointegrationsanalyse allerdings keine Rolle, denn hier zählt allein, wie eine Zeitreihe für eine gegebene Zahl von Beobachtungen *ausieht*. Wenn man beispielsweise *wahre* trendstationäre Prozesse für eine gegebene Stichprobe als differenzenstationäre Prozesse modellieren kann, wenn also die Nullhypothese der Integration für solche Zeitreihen aufgrund der Testergebnisse nicht abgelehnt werden kann, dann verhalten sich diese Zeitreihen in bezug auf ökonometrische Schlußfolgerungen so, als ob sie von einem differenzenstationären Prozeß erzeugt worden wären [Stock, 1990], was wiederum Voraussetzung für eine Kointegrationsregression ist.

Dabei muß beachtet werden [Phillips, Ouliaris, 1990], daß die Hypothese der Kointegration nicht direkt getestet werden kann. Als Nullhypothese fungiert vielmehr die Annahme der Nicht-Kointegration. A priori gibt es keinen Grund für diese Nullhypothese. Sie folgt allein aus dem Umstand, daß die alternative Hypothese der Kointegration nicht parametrisiert werden kann, da sie für Werte des Autoregressionsparameters von  $0 < \beta < 1$  gilt, während die Hypothese der Nicht-Kointegration, also der "unit root" in den Residuen, für  $\beta = 1$  gilt und somit getestet werden kann. Deshalb wird man Ergebnisse, die auf Nicht-Kointegration hindeuten, nicht unbedingt als Falsifikation der Hypothese der Kointegration akzeptieren wollen, zumindest so lange nicht, wie alternative Hypothesen für den Autoregressionsparameter wie etwa  $\beta = 0,95$  oder  $0,9$  ebenfalls empirisch nicht widerlegt werden können. Wie die Überlegungen zu den Integrationstests gezeigt haben, dürfte dies in der Regel der Fall sein. Somit besteht bei Kointegrationstests die Gefahr, die Nullhypothese der Nicht-Kointegration zu akzeptieren, obwohl sie falsch ist, eben weil diese Verfahren nicht hinreichend zwischen engen Alternativen diskriminieren können (sogenanntes "low power"-Problem). Hinzu kommt, daß kritische Werte für Kointegrationstests bislang lediglich für einige ausgewählte Stichprobengrößen und für eine kleine Anzahl von Regressoren veröffentlicht worden sind. Bei der praktischen Anwendung kann man deshalb meistens nur mit groben Näherungswerten arbeiten. Nicht zuletzt deshalb sollte bei der Interpretation der Ergebnisse von Kointegrationstests eine gewisse Zurückhaltung geübt werden. Darüber hinaus ist auch zu bedenken, daß Kointegrationstests selbst Vortests sind. Dies mag aus schätztheoretischer Sicht fragwürdig erscheinen [Lovell, 1983], denn über die Eigenschaften von "pre-test estimators" existieren in der Literatur keine gesicherten Erkenntnisse. Ob dieser Einwand aber praktische Bedeutung hat, ist

<sup>65</sup> Vgl. dazu auch die empirischen Ergebnisse in Christiano und Eichenbaum [1990] sowie in Haldrup und Hylleberg [1989] für eine Analyse des Integrationsgrads des Bruttosozialprodukts der Vereinigten Staaten.

ebensowenig bekannt. Deshalb schlagen beispielsweise Campbell und Perron [1991] vor, dieses Problem so lange zu ignorieren, bis gegenteilige empirische Evidenz produziert wird.

Als eigentlich neue Erkenntnis der Kointegrationstheorie bleibt aber festzuhalten, daß bei hinreichend großen Stichproben die langfristige Beziehung zwischen integrierten Zeitreihen im Grunde losgelöst von der Dynamik analysiert werden kann. Die Kointegrationstheorie liefert somit einen wichtigen Beitrag zur Praktikabilität der empirischen Analyse. Wenn man einmal vom Einfluß der Stichprobengröße als Erklärungsfaktor absieht, scheint insbesondere die Anfälligkeit der empirischen Ergebnisse von Nachfrageanalysen für alternative Modellierungen dynamischer Anpassungsprozesse dieser Aussage entgegenzustehen. Deshalb soll im folgenden Abschnitt untersucht werden, wie man aus Sicht der Kointegrationstheorie erklären kann, daß beispielsweise Anderson und Blundell [1982] lediglich mit dem denkbar allgemeinsten Nachfragemodell theoretisch plausible Ergebnisse erzielen konnten, nicht aber mit darin enthaltenen einfacheren Spezifikationen.

### c. Modellspezifikation und Kointegrationstheorie

Damit das eingangs beschriebene allgemeine Modell (Gleichung [C.44]) als AIDS-Nachfragegleichung geschrieben werden kann, müssen auf der rechten Seite zusätzliche exogene Variablen eingeführt werden. Dabei handelt es sich um die logarithmierten Preisindizes ( $p_i$ ) der Gütergruppen ( $i$ ) sowie um den Logarithmus der Realausgaben ( $tpcr$ );  $e_t$  repräsentiert einen Störterm mit dem Erwartungswert Null und einer konstanten Varianz. Die endogene Variable ist im AIDS der Ausgabenanteil des Gutes  $i$  an den Gesamtausgaben für den privaten Verbrauch. Die AIDS-Version von Gleichung [C.44] für ein ausgewähltes Gut lautet somit für  $m = n = 1$ :

$$[C.48] \quad w_{it} = c + \alpha_i w_{it(t-1)} + \beta_{i(1)} tpcr_t + \beta_{i(2)} tpcr_{t-1} + \sum_j \gamma_{ij(1)} p_{jt} \\ + \sum \gamma_{ij(2)} p_{j(t-1)} + e_t$$

mit  $c$  = Regressionskonstante.

Dieses Modell enthält "genestete" einfachere Varianten. Für die Restriktion  $m = 1, n = 0$  erhält man aus Gleichung [C.44] das "partial adjustment"-Modell in der AIDS-Version als

$$[C.49] \quad w_{it} = c + \alpha_i w_{it(t-1)} + \beta_i tpcr_t + \sum_j \gamma_{ij} p_{jt} + e_t$$

und für  $m = n = 0$  erhält man aus Gleichung [C.44] die statische AIDS-Nachfragefunktion (Gleichung [C.6]) als

$$[C.50] \quad w_{it} = c + \beta_i t p c r_t + \sum_j \gamma_{ij} p_{jt} + e_{it}.$$

Anderson und Blundell [1982] benutzen für ihre Schätzungen verschiedener Modellvarianten ebenfalls das AIDS, aber nicht die Gleichungen [C.48–C.50], sondern die entsprechenden Fehlerkorrekturmodelle.<sup>66</sup> Die Schätzung eines Fehlerkorrekturmodells wird damit begründet, daß man es hier in der Regel mit stationären Variablen zu tun hat und somit die klassische Regressionsanalyse angewendet werden kann. Dazu ist anzumerken, daß der Anderson-Blundell-Ansatz vor der Kointegrationstheorie entwickelt wurde und von daher hier keine Tests auf Integration und Kointegration durchgeführt wurden. Die mit diesem Ansatz erzielten Ergebnisse für ein System von Faktornachfragefunktionen zeigen, wie instabil die Schätzungen für die Langfristbeziehungen in Abhängigkeit von der Modellierung der Dynamik sind. Deshalb wird eine unvollständige Modellierung der Dynamik wie beispielsweise in den Modellen [C.49] und [C.50] dort als die eigentliche Ursache für die regelmäßige Ablehnung der Homogenitäts- und der Symmetriebedingung bei empirischen Nachfrageanalysen angesehen. Anders gewendet: Bei autokorrelierten Residuen sind empirische Tests der Restriktionen der Nachfragetheorie nicht sinnvoll anzuwenden.

Diese Hypothese wird in einer Arbeit von Bewley und Elliott [1989] bestätigt. Sie schlagen ein "quasi-differenced"-Modell vor, d.h., in einem zu schätzenden System simultaner Gleichungen nur diejenigen Gleichungen in ein Fehlerkorrekturmodell zu überführen, die nichtstationäre Variablen enthalten, die anderen Gleichungen aber in Niveauform zu belassen. Mit diesem Ansatz erzielen sie insofern gute Ergebnisse, als sich die meisten Koeffizienten als statistisch signifikant erweisen und robust sind in bezug auf die Restriktion der Homogenität. Insgesamt betrachtet weichen ihre Ergebnisse für das "quasi-differenced"-Modell, etwa für Preiselastizitäten, sehr stark von denen für das statische Modell ab. Dagegen sollte es aus Sicht der Kointegrationstheorie für die Schätzung der Langfristparameter eigentlich unerheblich sein, wie die Dynamik im Fehlerkorrekturmodell im einzelnen spezifiziert wird. Zu be-

<sup>66</sup> Für  $m = n = 1$  (Gleichung [C.44]) lautet die Anderson-Blundell-Schätzgleichung für den Zwei-Variablen-Fall beispielsweise

$$\Delta y_t = a_1 \Delta x_t - a_2 y_{t-1} + a_3 x_{t-1} + e_t,$$

was mit  $a_1 = \beta_0$ ,  $a_2 = (1-\alpha)$  und  $a_3 = \Theta(1-\alpha)$  dem Fehlerkorrekturmodell [C.46] entspricht.

denken ist aber, daß es sich dabei um eine asymptotische Theorie handelt, die nur für große Stichproben gültig ist.

Um diesen scheinbaren Widerspruch aufzuklären, muß man sich vergegenwärtigen, daß die abhängige Variable im AIDS ein Ausgabenanteil ist. Nicht alle Ausgabenanteile der jeweils betrachteten Gütergruppen werden aber unbedingt einen ausgeprägten Trend aufweisen. Wenn die endogene Variable stationär ist, dann sind Schätzansätze wie die Gleichungen [C.48–C.50] aus Sicht der Kointegrationstheorie nur unter der Bedingung sinnvoll, daß die exogenen Variablen ebenfalls stationär sind. Dies ist für Preisindizes bzw. für Realausgaben a priori wenig wahrscheinlich. Solche Schätzansätze wären deshalb nur dann plausibel, wenn alle Parameterwerte auf der rechten Seite auf Null gesetzt werden bzw. sich als statistisch nicht verschieden von Null erweisen würden. Die Schätzung eines entsprechenden Fehlerkorrekturmodells bietet keinen Ausweg aus dem Dilemma, da in diesem Fall eine differenzierte stationäre Variable auf die differenzierten exogenen Variablen regressiert werden würde, was zu verzerrten Schätzungen der Langfristparameter führen muß. Denkbar wäre in einem solchen Fall aber auch, daß die exogenen Variablen selbst eine Linearkombination bilden, die zu stationären Residuen führt, also kointegriert sind. Dies hätte ebenfalls Konsequenzen für die Spezifikation der Schätzgleichung bzw. für die Interpretation der geschätzten Parameterwerte.

So gesehen erscheint die Instabilität der Ergebnisse von empirischen Nachfrageanalysen mit dem AIDS nicht mehr unbedingt als Gegensatz zur Kointegrationstheorie: Der Befund, daß alternative Modellierungen der Dynamik zu unterschiedlichen Schätzungen der Langfristparameter führen, kann als ein Hinweis auf eine im Sinne der Kointegrationstheorie fehlspezifizierte Gleichung interpretiert werden. Der Verzicht auf die Modellierung der Dynamik bleibt im Sinne der Kointegrationstheorie nur dann ohne entscheidende Folgen für die Schätzung der Langfristparameter, wenn die endogene Variable demselben stochastischen Trend folgt wie die exogenen Variablen. Genau dies scheint für Ausgabenanteile auf der einen und für Preise und Realausgaben auf der anderen Seite aber nicht generell der Fall zu sein. Hinzu kommt, daß die üblicherweise zur Verfügung stehenden Stichproben wohl zu klein sind, um eine vollständige Vernachlässigung der dynamischen Modellierung rechtfertigen zu können, was um so schwerer wiegen muß, je weniger ausgeprägt der Trendverlauf der betrachteten Zeitreihen ist. Deshalb erscheint es angebracht, die stochastischen Eigenschaften der Zeitreihen gründlich zu analysieren, bevor ein dynamisches Nachfragemodell geschätzt wird. Für die Schätzung selbst werden derzeit in der Literatur zwei alternative Ansätze diskutiert, die vor dem Hintergrund der Kointegrationstheorie entwickelt wurden: Das Engle-Granger-Verfahren und das Wickens-Breusch-Verfahren.

#### d. Alternative Schätzverfahren für dynamische Modelle

##### (1) Das Engle-Granger-Verfahren

Der Engle-Granger-Ansatz [Engle, Granger, 1987] ist ein zweistufiges Schätzverfahren. In einem ersten Schritt wird die langfristige Beziehung zwischen den Variablen ermittelt. Diese Niveauinformation in Form der Residuen  $z_t$  wird beim zweiten Schritt, der Schätzung des Fehlerkorrekturmodells, berücksichtigt. Die Schätzgleichung für die erste Stufe lautet:

$$[C.51] \quad y_t = c + \Theta x_t + z_t \quad \text{mit } z_t = \text{Störterm.}$$

Sie sollte eine Konstante  $c$  enthalten, damit die Residuen  $z_t \sim I(0)$  auf den Mittelwert Null restringiert werden [Granger, 1986]. Hat man nun anhand dieser Schätzung ein kointegriertes System gefunden,<sup>67</sup> so kann dies auch als ein ECM dargestellt werden, das sowohl Veränderungen (Differenzen) von Variablen als auch Niveauvariable enthält, die alle stationär sind:

$$[C.52] \quad \begin{aligned} \Delta y_t &= \beta_0 \Delta x_t - (1 - \alpha)(y_{t-1} - c - \Theta x_{t-1}) + e_t \\ &= \beta_0 \Delta x_t - (1 - \alpha)z_{t-1} + e_t. \end{aligned}$$

Die Residuen  $z_{t-1}$  müssen stationär sein, da sonst keine Kointegrationsbeziehung definiert werden kann; wenn diese existiert, dann müssen aber auch die ersten Differenzen der endogenen und der exogenen Variablen stationär sein, weil dies eine konstituierende Eigenschaft von  $I(1)$ -Variablen ist. Da somit alle Variablen des Fehlerkorrekturmodells stationär sind, kann hier die klassische Regressionsanalyse angewendet werden.

Die grundlegende Voraussetzung für die Schätzung der zweiten Stufe des Engle-Granger-Verfahrens ist, daß die erste Stufe zu stationären Residuen geführt hat. Diese zweistufige Vorgehensweise hat den Vorteil, daß man (bei Ein-Gleichungs-Modellen) ausschließlich OLS-Schätzungen benötigt; dabei werden die langfristigen und die kurzfristigen Parameter separat geschätzt. Weniger günstig ist, daß man mit dem Engle-Granger-Verfahren nur dann eine konsistente Schätzung des Langfristparameters erhält, wenn das Theorem von Stock [1987] über die Konvergenzeigenschaften des OLS-Schätzers für die betrachtete Stichprobe auch angewendet werden kann. Ob das auch für relativ kleine Stichproben zutrifft, ist nicht bekannt. Hinzu kommt, daß man über die statistische Signifikanz des in der ersten Stufe geschätzten Langfristparameters, der häufig im Mittelpunkt der ökonomischen Analyse steht, keine Aussage ma-

<sup>67</sup> Vgl. zu den verschiedenen Testverfahren auf Kointegration Abschnitt C.IV.3.

chen kann, wenn die Schätzgleichung autokorrelierte Residuen aufweist.<sup>68</sup> Genau dies ist aber bei einer Regression mit  $I(1)$ -Variablen zu erwarten. Deshalb sind einstufige Schätzverfahren, wie etwa das Wickens-Breusch-Verfahren, unter methodischen Gesichtspunkten dem zweistufigen Engle-Granger-Verfahren vorzuziehen.

## (2) Das Wickens-Breusch-Verfahren

Häufig sind differenzenstationäre Variable, wie sie für das Engle-Granger-Verfahren benötigt werden, aufgrund der geringen Trennschärfe der in der Literatur vorgeschlagenen Tests nicht von trendstationären Variablen zu unterscheiden. Wickens und Breusch [1988] beschreiben einen alternativen Ansatz zur Schätzung von Gleichung [C.44], mit dem man auch dann noch konsistente Langfristparameter erhält, wenn die betrachteten Zeitreihen trendstationär sind und das geschätzte Modell in dynamischer Hinsicht als fehlspezifiziert gelten muß. Die intuitiv einleuchtende Begründung dafür ist, daß die stochastischen Schwankungen der Variablen keinen Beitrag zu ihrem langfristigen Zusammenhang liefern; dieser wird vielmehr von ihren Trends dominiert — wobei jede trendbehaftete Zeitreihe alternativ als integrierter Prozeß oder als unter Umständen komplexer deterministischer Prozeß modelliert werden kann.

Angenommen, das allgemeine Modell für  $m = n = 1$  (Gleichung [C.44]) beschreibe die korrekte Beziehung zwischen der endogenen und der (den) exogenen Variablen:

$$[C.53a] \quad y_t = \alpha y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_1 \Delta x_{t-1} + e_t.$$

Diese Beziehung läßt sich zum einen darstellen als Fehlerkorrekturmodell (Gleichung [C.52]), zum anderen als Bewley-Transformation:

$$[C.53b] \quad y_t = \tau \Delta y_t + \Theta x_t + \lambda \Delta x_t + u_t$$

$$\text{mit } \Theta = (\beta_0 + \beta_1) / (1 - \alpha)$$

$$\tau = -\alpha / (1 - \alpha)$$

$$\lambda = -\beta_1 / (1 - \alpha)$$

$$u_t = e_t / (1 - \beta_1).$$

<sup>68</sup> Um diese Nachteile des Engle-Granger-Verfahrens zu überwinden, ist vorgeschlagen worden, eine dritte Stufe einzuführen, bei der mit Hilfe des in der zweiten Stufe ermittelten Störterms ein Korrekturfaktor geschätzt werden kann, der Signifikanzausagen über die in der ersten Stufe geschätzten Langfristparameter zuläßt. Vgl. dazu Cuthbertson et al. [1992].

Da  $y_t$  nach Gleichung [C.53a] mit  $e_t$  korreliert ist, muß Gleichung [C.53b] aufgrund der daraus entstehenden Korrelation von  $\Delta y_t$  mit  $u_t$  mit der IV-Methode geschätzt werden. Dabei könnte man  $y_{t-1}$  als Instrument für  $\Delta y_t$  benutzen [Hansen, 1991], denn zwischen  $y_{t-1}$  und  $u_t$  besteht keine kontemporäre Korrelation. Rein konzeptionell gesehen gibt es somit keine spezifischen Vorteile des Engle-Granger-Verfahrens, denn allgemeine Formulierungen eines autoregressiven Prozesses mit "distributed lag" erfassen die Dynamik in gleicher Weise wie ein Fehlerkorrekturmodell, ohne die Niveauszusammenhänge zu vernachlässigen. Beide Ansätze liefern für hinreichend große Stichproben identische Koeffizientenschätzungen. In der einstufigen Wickens-Breusch-Formulierung werden der Langfristmultiplikator ( $\Theta$ ) und der durchschnittliche Lag  $\tau$  aber, anders als beim Engle-Granger-Ansatz, simultan geschätzt. Dies dürfte insbesondere für die Analyse kleiner Datensätze ein Vorteil sein, da hier nicht gewährleistet ist, daß die Langfristparameter asymptotisch unabhängig von den Kurzfristparametern geschätzt werden können. Dem steht bei diesem Verfahren ein gewisser Informationsverlust gegenüber, der aus der zu verwendenden IV-Methode resultiert.

#### e. Schlußfolgerungen für die empirische Analyse

Welchem der beiden Verfahren bei der empirischen Analyse der Vorzug gegeben werden sollte, ist a priori nicht zu entscheiden. Die grundlegende Idee des Engle-Granger-Verfahrens ist, nur stationäre Variable zu analysieren. Deshalb wird in der ersten Stufe der Langfristmultiplikator  $\Theta$  separat geschätzt, und diese Restriktion wird in das Fehlerkorrekturmodell, die Schätzung der zweiten Stufe, übernommen. Das Engle-Granger-Verfahren beginnt somit, basierend auf der Kointegrationstheorie, mit einer Schätzung eines statischen Modells. Dies könnte sich allerdings als verfehlt herausstellen, da nicht bekannt ist, ob das Theorem von Stock [1987] über die Super-Konsistenz des OLS-Schätzers auch für relativ kleine Stichproben gilt, wie sie in der Regel vorliegen. Das aber heißt, daß die Voraussetzungen für eine konsistente Schätzung der Langfristparameter in der ersten Stufe des Engle-Granger-Verfahrens möglicherweise nicht gegeben sind.

Demgegenüber beginnt das einstufige Wickens-Breusch-Verfahren mit einer Schätzung eines allgemeinen dynamischen Modells. Ob sich dieser Ansatz in der Praxis auch für relativ kleine Stichproben aufgrund der unter Umständen recht großen Anzahl der zu schätzenden Parameter immer umsetzen läßt, muß allerdings eine offene Frage bleiben. Der Vorteil dieses Verfahrens liegt darin, daß es aufgrund der expliziten Modellierung der Dynamik — im Gegensatz zur

ersten Stufe des Engle-Granger-Verfahrens — die grundsätzliche Möglichkeit der simultanen Parameteridentifikation bietet. So gesehen können unterschiedliche Schätzergebnisse für die Langfristparameter bei alternativen dynamischen Modellierungen auch nicht mehr besonders überraschen, insbesondere nicht für kleine Stichproben. Damit stellt sich die Frage nach der angemessenen Vorgehensweise bei der empirischen Analyse.

Zunächst werden die stochastischen und die deterministischen Eigenschaften der Zeitreihen untersucht. Dazu können, der jeweiligen Fragestellung entsprechend, verschiedene Integrationstests benutzt werden, die in der Literatur vorgeschlagen worden sind. In der Regel dürfte man bei Integrationstests zu dem Ergebnis gelangen, daß die "unit root"-Hypothese für die meisten Zeitreihen nicht abgelehnt werden kann. Dieser Befund schließt nicht aus, daß die betrachteten Zeitreihen tatsächlich von einem trendstationären Prozeß erzeugt werden; für das weitere ökonometrische Vorgehen spielt dies aber keine entscheidende Rolle. Wichtig ist vor allem, daß die betreffenden Zeitreihen überhaupt trendbehaftet sind, anderenfalls sind keine langfristig stabilen Beziehungen schätzbar.

In einem zweiten Schritt kann anschließend geprüft werden, ob es sich bei der aus der ökonomischen Theorie abgeleiteten Nachfragegleichung — etwa in der Formulierung des AIDS — um eine Kointegrationsbeziehung handelt. Dies kann wiederum mit Hilfe verschiedener Kointegrationstests geschehen. Die hier verwendeten "residual based unit root"-Tests basieren auf der ersten Stufe des Engle-Granger-Verfahrens; sie liefern somit gleichzeitig eine Schätzung des statischen Modells. Falls keine Kointegrationsbeziehung gefunden wird, müßte man weiter nach theoretisch oder empirisch fundierten alternativen Formulierungen suchen. Dabei ist in diesem Zusammenhang an verschiedene Restriktionen der Schätzgleichung zu denken, so etwa anhand der Homogenitätsbedingung oder mittels vorgegebener Preis- und Ausgabenelastizitäten (Abschnitt C.II.2).

Nach einem erfolgreichen Kointegrationstest können die Ergebnisse für das statische Nachfragemodell (Gleichung [C.50]) mit denen für alternative dynamische Nachfragemodelle verglichen werden, wie etwa Gleichung [C.48] oder [C.49]. Damit kann man überprüfen, welche Bedeutung der Modellierung der Dynamik im Hinblick auf die Robustheit der geschätzten Langfristparameter zukommt, deren Identifikation ja der eigentliche Gegenstand der empirischen Analyse ist.

## 2. Integrationstests

### a. Zwei Testfamilien: Dickey-Fuller und Schmidt-Phillips

Die derzeit in der Literatur dominierenden Testverfahren basieren auf einem Ansatz von Dickey und Fuller [1979], der mittlerweile eine Reihe von Ergänzungen und Erweiterungen erfahren hat. Bei diesem Ansatz steht die Vorstellung im Mittelpunkt, daß sich Zeitreihen grundsätzlich als autoregressive Prozesse abbilden lassen, trendbehaftete Zeitreihen (Zeitreihen mit nicht konstantem Mittelwert) demnach in der Regel als integrierte Prozesse modelliert werden können. Bei dieser Testphilosophie steht die Modellierung der stochastischen Eigenschaften der Zeitreihen im Vordergrund. Welches Testverfahren aus dieser reichen Testfamilie nun im einzelnen benutzt wird, hängt zunächst einmal davon ab, ob die betrachtete Zeitreihe mit einem Modell erster Ordnung oder mit einem Modell höherer Ordnung beschrieben werden soll [Fuller 1976; 1985]. Dies kann die Ergebnisse unter Umständen recht stark beeinflussen.

Modelle höherer Ordnung unterscheiden sich dadurch von Modellen erster Ordnung, daß sie zusätzlich verzögerte Differenzen (in beliebiger Anzahl) enthalten. Derzeit gibt es keinen formalen Test, mit dem eine bestimmte Modellannahme zu begründen wäre. In den Anwendungsbeispielen in der Literatur wird deshalb stets darauf hingewiesen, daß das jeweils untersuchte Modell vorausgesetzt wird. Für ein Modell erster Ordnung gilt beispielsweise, daß sich die Zeitreihe  $x_t$  darstellen läßt als

$$[C.54] \quad x_t = \alpha_0 x_{t-1} + e_t \quad \text{oder}$$

$$[C.55] \quad x_t = \alpha_0 x_{t-1} + c + e_t \quad \text{oder}$$

$$[C.56] \quad x_t = \alpha_0 x_{t-1} + c + at + e_t$$

mit  $\alpha_0, a, c =$  Parameter

$t =$  Trendvariable

$e_t =$  Störterm.

Für ein Modell höherer Ordnung gilt beispielsweise:

$$[C.57] \quad x_t = \alpha_0 x_{t-1} + \sum_{i=1} (\alpha_i \Delta x_{t-i}) + e_t \quad \text{oder}$$

$$[C.58] \quad x_t = \alpha_0 x_{t-1} + \sum_{i=1} (\alpha_i \Delta x_{t-i}) + c + e_t \quad \text{oder}$$

$$[C.59] \quad x_t = \alpha_0 x_{t-1} + \sum_{i=1} (\alpha_i \Delta x_{t-i}) + c + at + e_t.$$

Der Integrationsgrad einer Variablen wird anhand einer Schätzung von  $\alpha_0$  ermittelt. Dabei wird mit einem statistischen Test überprüft, ob eine Zeitreihe eine Nichtstationarität enthält ("unit root"-Test), oder anders gewendet, ob der geschätzte Koeffizient  $\alpha_0$  statistisch signifikant von Eins verschieden ist. Die jeweils anzuwendende Schätzgleichung wird dabei von dem angenommenen Modell vorgegeben. Da das Modell nicht getestet werden kann, wird es implizit durch die Wahl des Testverfahrens festgelegt. In der Praxis sollte man deshalb alternative Testverfahren auf Integration anwenden, solange es keine begründete Präferenz für ein bestimmtes Modell gibt.

Die üblicherweise benutzten Dickey-Fuller *Schätzgleichungen* für Modelle erster Ordnung lauten:

$$[C.60] \quad \Delta x_t = \beta_0 x_{t-1} + e_t$$

$$[C.61] \quad \Delta x_t = \beta_0 x_{t-1} + c + e_t$$

$$[C.62] \quad \Delta x_t = \beta_0 x_{t-1} + c + at + e_t.$$

Die Prüfhypothese lautet:

$$H_0: \beta_0 = 0$$

Bei  $\beta_0 < 0$  gilt, daß  $x_t$  nicht I(1) ist. Bei  $\beta_0 = 0$  gilt, daß  $x_t$  mindestens I(1) sein muß ( $x_t \sim I(1)$ ), d.h., in diesem Fall muß getestet werden, ob  $x_t \sim I(2)$  verworfen werden kann. Der Schätzansatz auf I(2) für das erste Modell [C.60] lautet beispielsweise:

$$[C.63] \quad \Delta x_t - \Delta x_{t-1} = \beta_0 \Delta x_{t-1} + e_t$$

$$\text{mit } H_0: \beta_0 = 0.$$

Jetzt gilt bei  $\beta_0 < 0$ , daß  $x_t \sim I(1)$ . Kann  $\beta_0 = 0$  wiederum nicht verworfen werden, dann ist  $x_t$  mindestens I(2) ( $x_t \sim I(2)$ ), so daß in diesem Fall eine weitere Differenzenbildung und ein erneuter Hypothesentest (auf I(3)) erfolgen müßten. Dieses Verfahren ist so lange fortzusetzen, bis eine Stufe erreicht wird, bei der

$\beta_0 = 0$  nicht mehr abgelehnt werden kann.<sup>69</sup> Für Modelle mit Konstante [C.61] sowie für die Modelle mit Konstante und Trend [C.62] gilt eine analoge Vorgehensweise.

Die Signifikanz der Koeffizientenschätzung kann anhand eines einfachen t-Tests überprüft werden. Bei Gültigkeit der Nullhypothese ist die Variable  $x_t$  allerdings integriert, so daß keine herkömmliche Verteilung für  $\beta_0$  vorliegt. Für den Integrationstest können die herkömmlichen kritischen Werte der t-Verteilung deshalb auch nicht benutzt werden. Die hier relevanten (modifizierten) kritischen t-Werte für die Modelle [C.54–C.56] wurden durch Monte-Carlo-Simulationen ermittelt und von Fuller [1976, S. 373] sowie von Guilkey und Schmidt [1989, S. 356] tabelliert.

Inzwischen gibt es eine Vielzahl von Verfahren, mit denen "unit root"-Tests im Sinne der Dickey-Fuller-Philosophie durchgeführt werden können. Rein konzeptionell kann man die Verfahren etwa so einordnen, daß sie alle Varianten des ursprünglichen Dickey-Fuller (DF)-Tests [Dickey, Fuller, 1979] sind. Verallgemeinerungen dieses Testverfahrens sind in mehrere Richtungen denkbar. Naheliegend sind zunächst Ansätze für Modelle höherer Ordnung, die als Augmented-Dickey-Fuller (ADF)-Tests [Said, Dickey, 1984] bezeichnet werden. Der ADF-Test ist eine einfache Erweiterung des statischen DF-Tests um eine Modellierung der verzögerten Anpassung der Variablen, so daß man für die drei Modelle als Schätzgleichungen erhält:

$$[C.64] \quad \Delta x_t = \beta_0 x_{t-1} + \sum_i (\beta_i \Delta x_{t-i}) + e_t \quad \text{oder}$$

$$[C.65] \quad \Delta x_t = \beta_0 x_{t-1} + \sum_i (\beta_i \Delta x_{t-i}) + c + e_t \quad \text{oder}$$

$$[C.66] \quad \Delta x_t = \beta_0 x_{t-1} + \sum_i (\beta_i \Delta x_{t-i}) + c + at + e_t$$

mit  $H_0: \beta_0 = 0$ .

Getestet wird wiederum, ob  $\beta_0$  von Null verschieden ist. Die weitere Vorgehensweise entspricht dem Verfahren des DF-Tests. Auch für die ADF-Tests, d.h. für Modelle höherer Ordnung, können die in Fuller [1976, S. 373] bzw. die in Guilkey und Schmidt [1989, S. 356] tabellierten kritischen Werte benutzt werden. Die Anzahl der Lags in Modellen höherer Ordnung ist eine rein empirische Angelegenheit.

<sup>69</sup> In der Praxis handelt es sich im wesentlichen darum, ob eine Variable als I(0) oder als I(1) betrachtet werden kann. In der Regel dürfte es also ausreichen, bis auf I(2) zu testen.

rische Frage. Im allgemeinen führt man so lange Lags ein, bis die Residuen "white noise" sind. Die praktische Erfahrung zeigt, daß dazu bei Jahresdaten wohl ein Lag ausreicht. Diese Vorgehensweise kann als Faustregel aber nicht vollständig überzeugen.

Statt nun für alternative Laglängen jeweils umfangreiche Tests auf "white noise" der Residuen durchzuführen, schlagen Campbell und Perron [1991] als pragmatische Lösung vor, die Tests mit einer relativ hohen Anzahl von Lags zu beginnen und dann anhand von konventionellen Signifikanzniveaus (t-Test) sukzessive zu überprüfen, welche Laglänge aus empirischer Sicht als gerechtfertigt erscheint. Das heißt, nach dieser Faustregel wird die Anzahl der Lags in der Schätzgleichung schrittweise so lange verringert, bis sich der letzte der verbliebenen Lags als statistisch signifikant erwiesen hat.

Weitere Ergänzungen des ursprünglichen DF-Tests bilden die Korrekturverfahren, die von Phillips [1987] sowie Phillips und Perron [1988] entwickelt worden sind. Dort wird berücksichtigt, daß die DF-Testprozeduren die Annahme enthalten, daß die mit dem jeweiligen Modell beschriebene Sequenz der Innovationen nicht autokorreliert ist und eine konstante gemeinsame Varianz aufweist, der Störterm des Modells also "independent identically distributed" (i.i.d.) ist. Beim Phillips-Perron-Test werden dagegen auch Störterme zugelassen, die diese Eigenschaft nicht aufweisen. Dieser Test ist somit ein verallgemeinerter DF-Test für Fälle, in denen die Annahme eines i.i.d. Störterms des zugrundeliegenden Modells nicht zutrifft.

Darüber hinaus gibt es Ansätze, mit denen Modelle mit einem variablen Mittelwert [Perron, 1990] oder Modelle mit einem variablen deterministischen Trend [ibid., 1989] auf "unit roots" hin überprüft werden können. Diese Testverfahren können wiederum auch für allgemeine Fälle, d.h. für Modelle höherer Ordnung und entsprechend dem Phillips-Perron-Korrekturverfahren<sup>70</sup> sowie für eine Kombination von beiden, formuliert werden.

Als Alternative zur Familie der DF-Tests ist der von Schmidt und Phillips [1991] vorgeschlagene Integrationstest zu betrachten. Dieser Test basiert auf einer alternativen Parametrisierung, bei der die autoregressive Komponente einer Zeitreihe als "moving average" (MA)-Prozeß modelliert wird und somit im Störterm enthalten ist. Insofern reflektiert dieser Test eine andere Testphiloso-

<sup>70</sup> Auf das Phillips-Perron-Korrekturverfahren wird hier im Zusammenhang mit den DF-Tests nicht weiter eingegangen. Es erfordert einen erheblichen Rechenaufwand, hat aber offensichtlich nur geringe Bedeutung für die Robustheit der empirischen Ergebnisse, wie etwa die Studien von Perron [1989], Balke [1991] sowie Gundlach und Sinn [1992] zeigen. Daher erscheint es angebracht, diese Korrekturverfahren lediglich im Zusammenhang mit dem Schmidt-Phillips-Test vorzustellen, wo sie aufgrund der abweichenden Parametrisierung wesentlich weniger Rechenaufwand erfordern.

phie, denn hier steht, im Gegensatz zu den DF-Tests, die Modellierung der deterministischen Eigenschaften der Zeitreihen im Vordergrund.

Häufig will man mit Integrationstests herausfinden, ob eine Variable als trendstationär (TSP) oder als differenzenstationär (DSP) beschrieben werden kann. Während eine TSP-Variable nach einem Schock immer wieder zu ihrem langfristigen Trend zurückkehrt, der Effekt des Schocks also über die Zeit abgebaut wird, erhalten DSP-Variable durch einen Schock eine dauerhafte Änderung. Ein Test der "unit root"-Hypothese (DSP) gegen die Hypothese der Trendstationarität muß deshalb grundsätzlich so beschaffen sein, daß er sowohl unter der Nullhypothese als auch unter der Alternative eine deterministische Trendkomponente zuläßt. An diesem Punkt setzt die Kritik von Schmidt und Phillips [1991] an der Parametrisierung der DF-Tests an.

Der einfachste DF-Test ist offensichtlich für einen Hypothesentest DSP vs. TSP nicht geeignet, da er keine deterministische Komponente zuläßt (Gleichung [C.60]). Der DF-Test mit Konstante ist ebenfalls für einen solchen Test nicht geeignet, weil zwar unter der Hypothese einer "unit root" ( $\beta_0 = 0$ ) eine deterministische Komponente in Form des "drifts" ( $c$ ) zugelassen wird, nicht aber für die alternative Hypothese, unter der die Konstante  $c$  einen Mittelwert repräsentiert (Gleichung [C.61]) [West, 1987; Schmidt, 1990]. Ein solcher Test würde die Ergebnisse deshalb zuungunsten der Hypothese der Trendstationarität verzerren. Der DF-Test mit Konstante und mit Trend erlaubt zwar sowohl für  $\beta_0 = 0$  als auch für  $\beta_0 < 0$  eine deterministische Trendkomponente (Gleichung [C.62]), doch tritt dabei eine Inkonsistenz auf [Schmidt, Phillips, 1991]: Bei  $\beta_0 < 0$  repräsentiert  $c$  einen Mittelwert (Niveau) und  $a$  einen linearen Trend, bei  $\beta_0 = 0$  (unit root) repräsentiert  $c$  dagegen einen linearen und  $a$  einen quadratischen Trend. Somit läßt dieser DF-Test einen linearen Trend für die Prüfalternative zu, indem eine Variable in die Schätzgleichung aufgenommen wird, die unter der Nullhypothese irrelevant ist. Wie die Simulationsergebnisse von Schmidt und Phillips [1991] zeigen, verringert diese Inkonsistenz die Power des DF-Tests in begrenzten Stichproben. Um dies zu vermeiden, schlagen sie eine alternative Parametrisierung vor, die im folgenden Schmidt-Phillips (SP)-Test genannt wird.

Die grundlegende Idee des SP-Tests besteht darin, das DF-Modell [C.56] so zu restringieren, daß  $a = 0$  gilt, wenn  $\alpha_0 = 1$  ist. Auf diese Weise wird vermieden, daß die Konstante bei  $\alpha_0 < 1$  (TSP) einen Niveaueffekt, bei  $\alpha_0 = 1$  (DSP) aber einen linearen Trend repräsentiert. Die SP-Parametrisierung lautet:<sup>71</sup>

<sup>71</sup> Die hier verwendete Notation ist angelehnt an Bhargava [1986], auf dessen Arbeit sich Schmidt und Phillips [1991] beziehen.

$$\begin{aligned}
 \text{[C.67]} \quad x_t &= \Omega + \delta x + u_t \\
 u_t &= \alpha u_{t-1} + e_t.
 \end{aligned}$$

Wenn man Gleichung [C.67] um eine Periode verzögert, mit  $\alpha$  multipliziert und die so erhaltene Gleichung von Gleichung [C.67] subtrahiert, erhält man

$$\text{[C.68]} \quad x_t = [\Omega(1-\alpha) + \delta \alpha] + \delta(1-\alpha)x + \alpha x_{t-1} + e_t,$$

was dem DF-Modell [C.56] bzw. der zugehörigen Schätzgleichung [C.62] entspricht, mit:

$$\begin{aligned}
 c &= [\Omega(1-\alpha) + \delta \alpha] \\
 a &= \delta(1-\alpha).
 \end{aligned}$$

Die DF- und die SP-Parametrisierung unterscheiden sich nur, wenn die betrachtete Variable von einem "unit root"-Prozeß erzeugt wird. Lediglich in diesem Fall ( $\alpha = 1$ ) folgt für die SP-Parametrisierung [C.68], daß der Parameter der Trendvariablen den Wert Null annehmen muß, was in der DF-Parametrisierung nicht gegeben ist. Somit beinhaltet die SP-Parametrisierung den entsprechenden DF-Test (Gleichung [C.62]) und schließt gleichzeitig die Inkonsistenz dieses Ansatzes für die "unit root"-Hypothese aus.

Die SP-Schätzgleichung wird über die verzögerten Residuen des Modells [C.67] bestimmt, wobei die Parameter zur Berechnung der Residuen aus dem Modell in ersten Differenzen ermittelt werden. Für  $\alpha = 1$  erhält man aus Gleichung [C.67]:

$$\text{[C.69]} \quad \Delta x_t = \delta + e_t,$$

wobei  $\delta$  bestimmt werden kann als

$$\bar{\delta} = \overline{\Delta x} = (x_T - x_1)/(T-1).$$

Mit  $\bar{\Omega}_x = x_1 - \bar{\delta}$  können die verzögerten Residuen somit berechnet werden als

$$\text{[C.70]} \quad \tilde{s}_{t-1} = x_{t-1} - \bar{\Omega}_x - \bar{\delta}(t-1),$$

und die SP-Schätzgleichung lautet dann:

$$\text{[C.71]} \quad \Delta x_t = c_0 + \phi \tilde{s}_{t-1} + v_t$$

mit  $H_0: \phi = 0$  und  $v_t = \text{Störterm}$ .

Um die Parallele zwischen der DF-Schätzgleichung [C.62] und der SP-Schätzgleichung [C.71] aufzuzeigen, sei Gleichung [C.62] umformuliert zu:

$$[C.72] \quad \Delta x_t = c_1 + \rho \hat{S}_{t-1} + z_t$$

mit  $H_0: \rho = 0$  und  $z_t = \text{Störterm}$ ,

wobei  $\hat{S}_{t-1}$  das Residuum einer OLS-Regression von  $x_{t-1}$  auf eine Konstante und einen Trend sei. Deshalb sind die Gleichungen [C.62] und [C.72] alternative Darstellungen desselben Zusammenhangs. Der Unterschied zwischen dem SP-Test und dem DF-Test besteht somit lediglich in der Gestalt der Residuen  $S_{t-1}$ , auf die  $\Delta x_t$  regressiert wird.  $\hat{S}_{t-1}$  und  $\bar{S}_{t-1}$  sind beide verzögerte Residuen des Modells [C.67] bzw. [C.68], aber die Parameter zur Berechnung von  $\bar{S}_{t-1}$  (SP-Test) werden aus dem Modell in ersten Differenzen unter der Annahme einer "unit root" ermittelt, während die Parameter zur Konstruktion von  $\hat{S}_{t-1}$  mit dem Modell in Niveaugrößen geschätzt werden.

Eine naheliegende Erweiterung der SP-Parametrisierung besteht nun darin, auch deterministische Trends höherer Ordnung zuzulassen:

$$[C.72] \quad \begin{aligned} x_t &= \Omega + Z_t \delta + u_t \\ u_t &= \alpha u_{t-1} + e_t \\ Z_t &= [t, t^2, \dots, t^p], \end{aligned}$$

so daß man analog zu Gleichung [C.67]:

$$[C.74] \quad \begin{aligned} x_t &= \sum_{j=1}^p a_j t^j + u_t \\ u_t &= \alpha u_{t-1} + e_t \end{aligned}$$

bzw. in ersten Differenzen für  $\alpha = 1$  (Gleichung [C.69]):

$$[C.75] \quad \Delta x_t = \sum_{j=0}^{p-1} b_j t^j + e_t$$

erhält.

Nun sei  $\bar{e}_t$  das OLS-Residuum von Gleichung [C.75]. Mit  $\bar{e}_t = 0$  und  $t = 2, \dots, T$  erhält man  $\bar{S}_{t-1}$  dann über:

$$[C.76] \quad \tilde{S}_t = \sum_{k=1}^t e_k,$$

und die erweiterte SP-Schätzgleichung lautet:

$$[C.77] \quad \Delta x_t = \sum_{j=0}^{p-1} \delta_j t^j + \phi \tilde{S}_{t-1} + v_t$$

mit  $H_0: \phi = 0$ .

Die Anwendung des SP-Tests für die empirische Analyse erfordert also zunächst eine OLS-Regression entsprechend Gleichung [C.75], eine Aufsummierung der dabei ermittelten Residuen gemäß Gleichung [C.76] und schließlich die OLS-Regression gemäß Gleichung [C.77], mit der die Prüfhypothese  $H_0: \phi = 0$  (unit root) getestet wird. Diese Vorgehensweise beinhaltet auch den eingangs behandelten Fall, wo lediglich ein linearer Trend berücksichtigt wurde ( $p = 1$ ). Kritische Werte für den SP-Test für Varianten mit bis zu vier verschiedenen Trends sind von Schmidt und Phillips [1991, S. 28–31] tabelliert worden.

Falls der Störterm der SP-Schätzgleichung [C.77] nicht i.i.d. ist, wird der Standardfehler für den Parameterwert  $\phi$  verzerrt. In diesem Fall muß das Phillips-Perron Korrekturverfahren [Phillips, 1987; Phillips, Perron, 1988] benutzt werden, um konsistente Ergebnisse zu erhalten.

Dazu ermittelt man zunächst über eine OLS-Regression die Residuen  $z_t$  als:

$$[C.78] \quad z_t = x_t - c - \alpha x_{t-1} + at.$$

Damit berechnet man<sup>72</sup>

$$[C.79] \quad s^2 = T^{-1} \sum_1^T z_t^2 \quad \text{und}$$

$$[C.80] \quad s^2(l) = T^{-1} \sum_{t=1}^T z_t^2 + 2T^{-1} \sum_{k=1}^l \omega_{sl} \sum_{t=k+1}^T z_t z_{t-k}$$

mit  $\omega_{sl} = 1 - s/(l+1)$

<sup>72</sup> Die Größe des sogenannten "lag truncation parameters"  $l$  hängt vom Stichprobenumfang  $T$  ab; sie ist eine rein empirische Frage. Perron [1990] berechnet für Stichproben mit 84 bis 163 Beobachtungen korrigierte  $t$ -Werte für  $l = 1, 6, 12, 18, 24$ . Eine pragmatische Vorgehensweise bestünde darin, die Laglänge über einen ADF-Test zu ermitteln, so wie es Campbell und Perron [1991] vorschlagen.

und erhält den Korrekturfaktor  $K$  als:

$$[C.81] \quad K = s^2 / s^2(l).$$

Die anhand des SP-Tests geschätzten t-Werte für den Parameterwert von  $\phi$  (Gleichungen [C.71] und [C.77]) werden durch  $K$  dividiert, so daß man die korrigierten t-Werte erhält als:

$$[C.82] \quad t_{\phi}^* = \frac{t_{\phi}}{K},$$

die wiederum mit den kritischen Werten in Schmidt und Phillips [1991] verglichen werden können.

## b. Statistische Analyse der Zeitreihen mit Integrationstests

Grundsätzlich besteht bei trendbehafteten Zeitreihen immer die Möglichkeit, zwei alternative Darstellungsweisen des datenerzeugenden Prozesses zu formulieren: entweder eine Modellierung mit Hilfe eines "unit root"-Prozesses (variabler Trend) oder eine Modellierung mit Hilfe eines deterministischen Trends, der nicht notwendig linear zu sein braucht.

Mit den im folgenden durchgeführten Integrationstests soll herausgefunden werden, ob die von der Theorie vorgegebene AIDS-Schätzgleichung ([C.6] bzw. [C.50]) Zeitreihen enthält, die zueinander "passen", das heißt ähnliche statistische Eigenschaften aufweisen. Diese Information ist wichtig für die anschließende Spezifikation der Kointegrationsregression. Falls nämlich die Zeitreihen einer vorgesehenen AIDS-Schätzgleichung unterschiedliche deterministische bzw. unterschiedliche stochastische Eigenschaften besitzen, so ist dies bei einem Kointegrationstest zu berücksichtigen, beispielsweise durch die Aufnahme einer Trendvariablen im Fall unterschiedlicher Deterministik oder durch die Verwendung einer Linearkombination im Fall einer unterschiedlichen Stochastik.

Die hier benutzten Integrationstests wurden danach ausgewählt, ob die Analyse der Stochastik oder die der Deterministik im Mittelpunkt steht. Tatsächlich lassen sich beide Komponenten mit Hilfe der Tests natürlich nicht mit absoluter Sicherheit voneinander trennen. Der jeweils verwendete Test setzt ja immer ein ganz bestimmtes Modell des datenerzeugenden Prozesses voraus. Ob es sich dabei um das "wahre" Modell handelt, kann man a priori nicht wissen. Deshalb werden hier verschiedene Integrationstests zur Beschreibung der statistischen Eigenschaften der Zeitreihen benutzt.

Wenn man sich dafür entschieden hat, verschiedene Integrationstests durchzuführen, erscheint es ratsam, vor Beginn der Analyse Kriterien für die weitere Vorgehensweise zu formulieren — anderenfalls läuft man leicht Gefahr, in der Fülle der mit denkbaren alternativen Schätzverfahren erzielten Ergebnisse die Übersicht zu verlieren. Hier wird so vorgegangen, daß zunächst untersucht wird, ob die Zeitreihen, die für eine AIDS-Schätzung benutzt werden sollen, denselben Integrationsgrad, also gemeinsame stochastische Eigenschaften, aufweisen. Da es in diesem ersten Schritt im wesentlichen nur um eine Diskriminierung zwischen I(1)- und I(2)-Eigenschaften der Zeitreihen gehen soll,<sup>73</sup> reicht hier ein einfacher DF- bzw. ein ADF-Test völlig aus, um sich einen ersten Überblick zu verschaffen. Für die hier vorliegenden Zeitreihen, die alle auf den ersten Blick als trendbehaftet erscheinen (Anhang III, Tabellen III.1–III.3), wäre das ein Schätzansatz, der neben der autoregressiven Komponente lediglich einen Driffterm in Form einer Konstanten enthält. Dies entspricht den DF-Schätzgleichungen [C.61] und [C.65]. Mit Hilfe dieser Testergebnisse wird man in der Regel bereits entscheiden können, ob die von der Theorie vorgegebenen Schätzgleichungen aus Sicht der Kointegrationstheorie sinnvoll erscheinen oder nicht, die jeweils betrachteten Zeitreihen also gemeinsame oder unterschiedliche stochastische Eigenschaften aufweisen.

In einem zweiten Schritt soll dann geprüft werden, ob die jeweils betrachteten Zeitreihen auch gemeinsame deterministische Eigenschaften aufweisen, was ebenso für die spätere Spezifikation der Kointegrationsregression eine Rolle spielt. Um diese Frage zu beantworten, gibt man, vereinfacht gesprochen, der Deterministik schrittweise eine bessere Chance als bei dem im ersten Schritt benutzten DF-Test, das heißt, man erhöht sukzessive die Anzahl der deterministischen Komponenten der Schätzgleichung. Da beim DF-Test eine gewisse Inkonsistenz hinsichtlich der Verwendung deterministischer Komponenten besteht [Schmidt, 1990] und darüber hinaus kritische Werte lediglich für den Fall eines linearen Trends ausgewiesen sind, spricht alles dafür, für diesen Teil der Analyse den SP-Test zu benutzen. Dieser Test hat den Vorteil, daß eindeutig zwischen der Prüfhypothese und der Alternative unterschieden werden kann, und hinzu kommt, daß hier kritische Werte auch für nichtlineare deterministische Trends tabelliert worden sind.

Mit den folgenden Integrationstests werden die Zeitreihen für die Variablen der AIDS-Nachfragegleichung des hier betrachteten 3-Güter-Systems analysiert. Dabei handelt es sich im einzelnen um den Ausgabenanteil für Dienstleistungen ( $w_s$ ), die drei Preise ( $p_f$ ,  $p_g$ ,  $p_s$ ) und die Ausgaben für den privaten Verbrauch ( $tpcr$ ). Insgesamt stehen für die Analyse des Ausgabenverhaltens Angaben für die Gesamtwirtschaft (Gesamt) und Angaben für drei verschiedene

<sup>73</sup> Dabei ist zu beachten, daß Ausgabenanteile grundsätzlich auch I(0) sein könnten.

Haushaltstypen zur Verfügung. Der Haushaltstyp 1 (HH1) ist ein 2-Personen-Haushalt von Rentnern und Sozialhilfeempfängern, der Haushaltstyp 2 (HH2) ist ein 4-Personen-Haushalt (Ehepaar, 2 Kinder) von Arbeitern und Angestellten mit mittlerem Einkommen, und der Haushaltstyp 3 (HH3) ist ein 4-Personen-Haushalt (Ehepaar, 2 Kinder) von Angestellten und Beamten mit höherem Einkommen. Bei den Preisen ( $p$ ) wird nicht nach haushaltsspezifischen Preisindizes unterschieden. Der Grund dafür ist, daß die Datenlage keine durchgängige Konstruktion solcher Zeitreihen erlaubt, so daß hier immer die gesamtwirtschaftlichen Preisindizes benützt werden. Neben den Zeitreihen für die (absoluten) Preisindizes ( $p_f, p_g, p_s$ ) wurden auch die Zeitreihen für die relativen Preise ( $rp_f, rp_s$ ) untersucht, die man durch die Subtraktion des hier so genannten Industriegüterpreisindex von dem jeweiligen Preisindex erhält ( $rp_f = p_f - p_g$ ;  $rp_s = p_s - p_g$ ).<sup>74</sup> Kritische Werte für die DF- und SP-Integrationstests für die hier relevanten Stichprobengrößen sind in Tabelle IV.1 in Anhang IV enthalten.

#### *α. Stochastische Eigenschaften der Zeitreihen*

Die Testergebnisse für die stochastischen Eigenschaften der Zeitreihen beruhen auf einem DF-Test (Gleichung [C.65]) der allgemeinen Form:

$$[C.83] \quad \Delta x_t = c + \beta_0 x_{t-1} + \sum_{i=1}^3 \beta_i \Delta x_{t-i} + e_t.$$

Mit dieser Spezifikation kann auf die I(1)-Eigenschaft der Zeitreihe getestet werden. Für einen Test auf I(2) lautet die Schätzgleichung:

$$[C.84] \quad \Delta x_t - \Delta x_{t-1} = c + \beta_1 x_{t-1} + \sum_{i=2}^4 \beta_i \Delta x_{t-i} + e_t.$$

In beiden Fällen wurden also bis zu drei Lags in die Schätzgleichung aufgenommen. Das heißt, für alle Zeitreihen wurde der Test jeweils für die Laglänge 0, 1, 2 und 3 durchgeführt. Die detaillierten Ergebnisse dieser Tests sind in Tabelle V.1 in Anhang V enthalten, worin die jeweiligen t-Werte der Parameterschätzungen für  $\beta_0$  bzw. für  $\beta_1$  aufgeführt sind. Tabelle 15 enthält die ausgewählten Ergebnisse der DF-Integrationstests für die Schätzungen mit der empirisch ermittelten Laglänge.

<sup>74</sup> Bei den für die Schätzungen benutzten Zeitreihen für die Preisindizes handelt es sich, so wie es die AIDS-Nachfragegleichung vorsieht (Abschnitt C.II), jeweils um die logarithmierten Reihen. Das gilt auch für die Zeitreihe der realen Ausgaben für den privaten Verbrauch ( $pcr$ ). Zur Konzeption der Daten und zu den statistischen Quellen vgl. Abschnitt C.I und Anhang I.

Tabelle 15 — Ausgewählte Ergebnisse der Dickey-Fuller-Integrationstests<sup>a</sup>

	I(1)-Test	I(2)-Test
Dienstleistungsausgaben ( $w_s$ ) <sup>b</sup>		
HH1	0,18	-4,38
HH2	-0,17	-4,82
HH3	0,76	-6,88
Gesamt	0,39	-2,18
Ausgaben für den privaten Verbrauch ( $t_{pcr}$ ) <sup>c</sup>		
HH1	-2,73	-3,83
HH2	-2,43	-4,36
HH3	-1,00	-3,01
Gesamt	-2,60	-2,53
Absolute Preise <sup>d</sup>		
$p_f$	-0,84	-2,54
$p_g$	-0,76	-2,33
$p_s$	-1,06	-2,41
Relative Preise <sup>e</sup>		
$rp_f$	-0,70	-5,42
$rp_s$	-2,38	-4,17

<sup>a</sup>t-Werte des relevanten Parameters der Schätzgleichung; zur Erläuterung vgl. Text.  
<sup>b</sup>Anteil der nominalen Dienstleistungsausgaben an den Gesamtausgaben für den privaten Verbrauch. — <sup>c</sup>Nominale Gesamtausgaben für den privaten Verbrauch, deflationiert mit dem Preisindex für die Lebenshaltung. — <sup>d</sup>Logarithmus des jeweiligen Preisindex, 1980 = 100;  $p_f$  = Nahrungsmittelpreis,  $p_g$  = Industriegüterpreis,  $p_s$  = Dienstleistungspreis. — <sup>e</sup>Logarithmus des Quotienten von jeweiligem Preisindex und dem Preisindex für Industriegüter;  $rp_f$  = relativer Nahrungsmittelpreis,  $rp_s$  = relativer Dienstleistungspreis.

Quelle: Tabelle V.1, vgl. Anhang V.

Die Testergebnisse verdeutlichen zunächst, daß für praktisch alle Zeitreihen die "unit root"-Hypothese (I(1)) nicht abgelehnt werden kann (für kritische Werte vgl. Tabelle IV.1 in Anhang IV): Die t-Werte liegen in der Regel über dem kritischen Wert für eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH, der bei -2,6 liegt. Eine Ausnahme bilden lediglich die Ausgaben für den privaten Verbrauch ( $t_{pcr}$ ) für den Haushaltstyp I und für die Gesamtwirtschaft. Bei einer mechani-

schen Anwendung der kritischen Werte hätte man die "unit root"-Hypothese für diese beiden Zeitreihen zu verwerfen — es sei denn, man wählt ein höheres statistisches Signifikanzniveau. Bei der Ablehnung der I(1)-Hypothese müßte man beide Reihen nach der Logik des hier benutzten Schätzansatzes als stationär betrachten, also als schwankend um den Wert  $c/(1 - \beta_0)$  (für  $\beta_0 \neq 0$ ).

Ein oberflächlicher Blick auf die Zeitreihe selbst genügt allerdings, um diese Interpretation zu widerlegen. Deshalb sollte man die Ergebnisse einzelner Integrationstests auch nicht allein für sich genommen betrachten, sondern zumindest bei Ergebnissen, die im Grenzbereich der kritischen Werte liegen, die Ergebnisse alternativer Tests im Blick behalten. Für die gesamtwirtschaftlichen privaten Verbrauchsausgaben gilt beispielsweise, daß die I(2)-Hypothese nicht abgelehnt werden kann. Dagegen kann die I(2)-Hypothese für die privaten Verbrauchsausgaben für den Haushaltstyp 1 recht deutlich zurückgewiesen werden, denn der geschätzte t-Wert liegt hier unter dem kritischen Wert für die Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 vH, der bei  $-3,7$  liegt. Der t-Wert für den I(1)-Test dieser Reihe sollte also nicht überbewertet werden, zumal keineswegs grundsätzlich feststeht, welche Irrtumswahrscheinlichkeit zur Beurteilung der Testergebnisse heranzuziehen ist. In jedem Fall ein höheres statistisches Signifikanzniveau vorzugeben ist allerdings auch keine Lösung, da man auf diese Weise wegen der dann sehr hohen kritischen Werte in der Regel zu dem Ergebnis gelangen wird, daß es wohl praktisch keine trendbehaftete Zeitreihe gibt, die nicht als I(1)-Prozeß modelliert werden kann. Da der Augenschein bei den Verbrauchsausgaben (tpr) für den Haushaltstyp 2 für einen nichtstationären Verlauf spricht und die I(2)-Hypothese abgelehnt wird, wird diese Reihe im folgenden als I(1) betrachtet. Für diese Interpretation spricht auch, daß die I(1)-Hypothese mit einem etwas schärferen Signifikanzniveau als dem hier benutzten von 10 vH durchaus zulässig ist.<sup>75</sup>

Wie im Fall der gesamtwirtschaftlichen Verbrauchsausgaben kann die I(2)-Hypothese auch für die gesamtwirtschaftlichen Dienstleistungsausgaben sowie für die drei Zeitreihen für die absoluten Preise ( $p_f, p_g, p_s$ ) nicht abgelehnt werden. Verworfen wird die I(2)-Hypothese dagegen für die relativen Preise ( $rp_f, rp_s$ ) sowie für die Dienstleistungsausgaben und die Verbrauchsausgaben der drei Haushaltstypen. Nimmt man diese Befunde für die stochastischen Eigenschaften der Zeitreihen zum Nennwert, so ergeben sich folgende Konsequenzen für die Kointegrationstests:

- Kointegrationstests für die Dienstleistungsnachfrage der drei Haushaltstypen (HH1, HH2, HH3) sollten mit relativen statt mit absoluten Preisen

<sup>75</sup> Diese Interpretation wird im übrigen von den im nächsten Abschnitt durchgeführten SP-Integrationstests bestätigt.

durchgeführt werden, da die relativen Preise ebenso wie die Dienstleistungsausgaben und die Gesamtausgaben der drei Haushaltstypen als I(1)-Prozesse modelliert werden können.

- Kointegrationstests für die gesamtwirtschaftliche Dienstleistungsnachfrage sollten mit absoluten Preisen durchgeführt werden, da diese ebenso wie die gesamtwirtschaftlichen Dienstleistungsausgaben und die gesamtwirtschaftlichen Verbrauchsausgaben als I(2)-Prozesse modelliert werden können.

Dabei ist aber zu bedenken, daß die kritischen Werte nicht überinterpretiert werden dürfen. Sims und Uhlig [1991] betonen beispielsweise, daß es keinen Grund dafür gibt, die explizite Form der Kointegrationsregression allein von der speziellen Verteilungstheorie für die Nullhypothese — daß nämlich eine "unit root" vorhanden ist — abhängig zu machen. Die ökonomische Theorie sollte hier nicht ausgeblendet werden.

So impliziert die Verwendung von relativen Preisen im AIDS aus ökonomischer Sicht, daß den Daten die Homogenitätsrestriktion auferlegt wird (Abschnitt C.II.2). Die Ergebnisse der DF-Integrationstests verdeutlichen, daß diese Restriktion der Nachfragetheorie zumindest nicht im Widerspruch zu dem Ausgabenverhalten der relativ klar umrissenen Haushaltstypen 1, 2 und 3 zu stehen scheint. Daß dies für die Gesamtwirtschaft so nicht eindeutig festzustellen ist, sollte aber nicht dazu verleiten, Schätzungen unter der Restriktion der Homogenität für dieses Aggregat von vornherein aus der Analyse herauszulassen. Als pragmatische Lösung bietet sich deshalb für die Gesamtwirtschaft an, Kointegrationstests sowohl mit relativen als auch mit absoluten Preisen durchzuführen. Somit liegen erste Hinweise für die Spezifikation der Kointegrationstests vor, die aus ökonomischer Sicht nachzuvollziehen sind. Mit den folgenden SP-Integrationstests soll ermittelt werden, ob die Kointegrationsregression aufgrund unterschiedlicher deterministischer Eigenschaften der jeweils betrachteten Zeitreihen eine Trendvariable enthalten sollte.

### *β. Deterministische Eigenschaften der Zeitreihen*

Die Testergebnisse für die deterministischen Eigenschaften der Zeitreihen beruhen auf einem SP-Test (Gleichung [C.77]) der allgemeinen Form:

$$[C.85] \quad \Delta x_t = \sum_{j=0}^2 \delta_j t^j + \tilde{\phi} S_{t-1} + \sum_{i=1}^3 \beta_i \Delta x_{t-i} + v_t.$$

Die Zeitreihen wurden also jeweils für einen linearen ( $t$ ), einen linearen und einen quadratischen ( $t, t^2$ ) sowie einen linearen, einen quadratischen und einen kubischen Trendterm ( $t, t^2, t^3$ ) getestet. Diese Varianten werden im folgenden

mit SP1, SP2 und SP3 bezeichnet. Alle diese Varianten wurden auch wieder für die unterschiedlichen Laglängen 0, 1, 2 und 3 überprüft. Darüber hinaus wurde das Phillips-Perron-Korrekturverfahren (Gleichungen [C.78]–[C.82]) durchgeführt, und zwar für die jeweils empirisch ermittelte Laglänge. Dies diente im wesentlichen einer Überprüfung der Stabilität der Schätzergebnisse. Dabei zeigte sich, daß die Ergebnisse dieses Korrekturverfahrens im großen und ganzen recht nahe bei den unkorrigierten SP-Schätzergebnissen liegen, so daß sie für die weitere Analyse nicht gesondert berücksichtigt wurden. Die detaillierten Ergebnisse aller durchgeführten Tests sind in den Tabellen V.2–V.6 in Anhang V enthalten, wo die  $t$ -Werte für den jeweils geschätzten Parameterwert  $\phi$  aufgeführt sind.<sup>76,77</sup>

Die Tabellen 16 und 17 enthalten die ausgewählten Ergebnisse der SP-Integrationstests für die Schätzungen mit der empirisch ermittelten Laglänge. Anhand der aufgeführten  $t$ -Werte für den geschätzten Koeffizienten  $\phi$  (Gleichung [C.85]) und der statistischen Signifikanz der deterministischen Komponenten kann überprüft werden, ob die jeweils betrachteten Zeitreihen gemeinsame deterministische Eigenschaften aufweisen. Von diesem Befund hängt letztlich ab, ob die Kointegrationsregression — aus statistischen Gründen — einen linearen Trend enthalten sollte. Schließlich kann es hier aufgrund der eher graduellen Unterschiede zwischen I(0)-, I(1)- und I(2)-Variablen nur darum gehen, diejenige Approximation zu finden, die im Hinblick auf die Schätzung einer Kointegrationsbeziehung erfolversprechend erscheint. Deshalb wird im folgenden ein rein pragmatischer Ansatz benutzt, um die deterministischen Eigenschaften der Zeitreihen zu erfassen.

Der generelle Eindruck ist zunächst, daß die  $t$ -Werte um so höher liegen (dem Betrag nach), je mehr deterministische Komponenten die SP-Schätzgleichung enthält. Wenig sinnvoll erscheint es aber in diesem Zusammenhang, die Testergebnisse anhand konventioneller Signifikanzniveaus zu evaluieren, denn selbst für die meisten SP3-Tests, in denen drei deterministische Trendterme modelliert werden ( $t$ ,  $t^2$ ,  $t^3$ ), kann man die "unit root"-Hypothese für eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH nicht ablehnen. Hinzu kommt, daß sich die deterministischen Komponenten höherer Ordnung nur selten als statistisch si-

<sup>76</sup> Für den Phillips-Perron Test ist der korrigierte  $t$ -Wert aufgeführt (Gleichung [C.82]).

<sup>77</sup> Zusätzlich wurden die Zeitreihen mit Hilfe des SP-Integrationstests auch auf I(2) untersucht. (Diese Ergebnisse sind in den Tabellen V.2–V.6 nicht enthalten.) Dabei zeigte sich für die Preise dasselbe Bild wie beim DF-Test: Für die absoluten Preise kann die I(2)-Hypothese nicht verworfen werden; die relativen Preise sind I(1), aber nicht I(2). Die Ergebnisse für die gesamtwirtschaftlichen Dienstleistungsausgaben und die gesamtwirtschaftlichen Verbrauchsausgaben, die nach dem DF-Test ebenfalls als I(2) angesehen werden können, fielen dagegen weniger eindeutig aus. Dies spricht für die Verwendung relativer statt absoluter Preise in der Kointegrationsregression für die Gesamtwirtschaft.

Tabelle 16 — Ausgewählte Ergebnisse der Schmidt-Phillips-Integrationstests<sup>a</sup> nach Haushaltstypen

	Dienstleistungsausgaben <sup>b</sup> ( $w_s$ )				Ausgaben für den privaten Verbrauch <sup>c</sup> ( $tpcr$ )			
	$\hat{\phi}$	$t$	$t^2$	$t^3$	$\hat{\phi}$	$t$	$t^2$	$t^3$
HH1								
SP1	-2,58	*	-	-	-1,54	*	-	-
SP2	-2,32	ns	ns	-	-3,82	ns	*	-
SP3	-3,81	ns	*	*	-4,57	ns	ns	ns
HH2								
SP1	-1,85	*	-	-	-1,14	*	-	-
SP2	-1,76	*	ns	-	-2,00	*	*	-
SP3	-1,81	ns	ns	ns	-1,92	*	ns	ns
HH3								
SP1	-1,39	ns	-	-	-1,74	*	-	-
SP2	-4,16	ns	*	-	-2,25	ns	ns	-
SP3	-3,75	ns	ns	ns	-3,23	*	*	*
Gesamt								
SP1	-3,12	ns	-	-	-1,75	*	-	-
SP2	-3,35	ns	ns	-	-3,40	ns	ns	-
SP3	-3,34	ns	ns	ns	-4,12	ns	ns	*

\*Statistisch signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH. — ns = Statistisch nicht signifikant. — <sup>a</sup>t-Werte des relevanten Parameters der SP-Schätzgleichung und statistische Signifikanz der deterministischen Komponenten; zur Erläuterung vgl. Text. — <sup>b</sup>Anteil der nominalen Dienstleistungsausgaben an den Gesamtausgaben für den privaten Verbrauch. — <sup>c</sup>Nominale Gesamtausgaben für den privaten Verbrauch, deflationiert mit dem Preisindex für die Lebenshaltung.

Quelle: Tabellen V.2–V.5, vgl. Anhang V.

gnifikant erweisen und die Aussagefähigkeit eines solchen Tests deshalb nicht klar ist (vgl. dazu die tabellierten kritischen Werte in Tabelle IV.1 in Anhang IV). So gesehen würde man also nahezu alle Reihen als I(1) betrachten und könnte damit keine Aussage über unterschiedliche deterministische Eigenschaften der Zeitreihen treffen. Mit anderen Worten, der Informationsgehalt der Daten würde nicht ausgeschöpft, weil die Nullhypothese praktisch nicht widerlegt werden könnte.

Tabelle 17 — Ausgewählte Ergebnisse der Schmidt-Phillips-Integrationstests<sup>a</sup> für Preisvariable

	SP1		SP2			SP3			
	$\tilde{\phi}$	<i>t</i>	$\tilde{\phi}$	<i>t</i>	<i>t</i> <sup>2</sup>	$\tilde{\phi}$	<i>t</i>	<i>t</i> <sup>2</sup>	<i>t</i> <sup>3</sup>
<b>Absolute Preise</b>									
<i>p<sub>f</sub></i>	-2,02	*	-2,45	ns	ns	-3,61	ns	ns	ns
<i>p<sub>g</sub></i>	-1,89	*	-2,46	ns	ns	-3,53	ns	ns	ns
<i>p<sub>s</sub></i>	-1,40	*	-2,92	ns	ns	-4,18	ns	ns	ns
<b>Relative Preise</b>									
<i>rp<sub>f</sub></i>	-2,58	*	-3,78	ns	*	-4,19	ns	ns	ns
<i>rp<sub>s</sub></i>	-0,88	*	-1,33	*	ns	-2,88	ns	ns	ns

\*Statistisch signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH. — ns = Statistisch nicht signifikant. — <sup>a</sup>t-Werte des relevanten Parameters der SP-Schätzgleichung und statistische Signifikanz der deterministischen Komponenten; zur Erläuterung vgl. Text.

Quelle: Tabelle V.6, vgl. Anhang V.

Der Rückgriff auf ein deutlich niedrigeres Signifikanzniveau könnte hier zwar Abhilfe schaffen, ist aber immer mit dem Makel der Willkür behaftet. Das heißt, bei einer solchen Vorgehensweise würden die Testergebnisse möglicherweise einen Informationsgehalt vorspiegeln, den die Daten tatsächlich nicht besitzen. Alternativ könnte man auch daran denken, zusätzliche deterministischen Terme in die SP-Schätzgleichung aufzunehmen. Letztlich könnte man so auch für konventionelle Signifikanzniveaus "interpretationsfähige" Ergebnisse erhalten, da sich wohl jede Zeitreihe als trendstationär modellieren lassen wird, wenn nur genügend deterministische Komponenten zugelassen werden. Ob sich der mit einem solchen Verfahren verbundene wesentlich höhere Rechenaufwand lohnt, um Unterschiede in den deterministischen Eigenschaften der Zeitreihen aufzudecken, ist eine andere Frage.

Ein solcher Weg wird hier nicht beschritten. Statt dessen wird grundsätzlich auf die Bewertung der Ergebnisse anhand von Signifikanzniveaus verzichtet. Die SP1-SP3-Ergebnisse werden lediglich daraufhin untersucht, ob die Zeitreihen, die in den von der Theorie vorgegebenen Schätzgleichungen benutzt werden sollen, gemessen an den t-Werten und der statistischen Signifikanz der de-

terministischen Terme ein "ähnliches" statistisches Bild aufweisen. Offen bleiben muß dabei das Kriterium, nach dem Ergebnisse als "ähnlich" bzw. als unähnlich betrachtet werden. Die hier gewählte Interpretation ist aber insofern transparent, als die Anhangtabellen V.2–V.6 die Ergebnisse für alternative Integrationstests enthalten und kritische Werte für alternative Signifikanzniveaus in der Anhangtabelle IV.1 nachgeschlagen werden können. Damit sind alternative Interpretationen des vorliegenden Befunds jederzeit zu überprüfen.

Betrachtet man die Ergebnisse der SP-Integrationstests so wie hier vorge schlagen, gelangt man zu dem Ergebnis, daß die jeweils für eine AIDS-Schätzung benötigten Zeitreihen wohl eher keine gemeinsamen deterministischen Eigenschaften aufweisen, die entsprechenden Kointegrationsregressionen also jeweils eine Trendvariable enthalten sollten:

- Für den Haushaltstyp 1 zeichnen sich Unterschiede zwischen den deterministischen Eigenschaften der Dienstleistungs- ( $w_s$ ) und der Verbrauchsausgaben ( $tpcr$ ) ab; die jeweiligen t-Werte und die statistische Signifikanz der deterministischen Komponenten für die verschiedenen SP-Tests unterscheiden sich recht deutlich (Tabelle 16).
- Für den Haushaltstyp 2 findet man ähnliche deterministische Eigenschaften der Dienstleistungs- ( $w_s$ ) und der Verbrauchsausgaben ( $tpcr$ ), und auch die relativen Dienstleistungspreise ( $rp_s$ ) passen relativ gut in dieses Bild der Deterministik. Die relativen Nahrungsmittelpreise ( $rp_f$ ) weisen aber eher eine andere Form der Deterministik auf (Tabellen 16 und 17).
- Für den Haushaltstyp 3 scheinen die Dienstleistungs- ( $w_s$ ) und die Verbrauchsausgaben ( $tpcr$ ), zumindest gemessen am SP2- und SP3-Test, nicht zueinander zu passen; ebenso gilt hier natürlich, daß die relativen Preise ( $rp_s$  und  $rp_f$ ) eine eher unterschiedliche Deterministik aufweisen (Tabellen 16 und 17).
- Auch für die Gesamtwirtschaft scheinen Dienstleistungs- ( $w_s$ ) und Verbrauchsausgaben ( $tpcr$ ) eine unterschiedliche Deterministik aufzuweisen. Im Gegensatz zu den relativen Preisen weisen die absoluten Preise ( $p_f, p_g, p_s$ ), die für die gesamtwirtschaftliche Dienstleistungsnachfrage nach den DF-Integrationstests präferiert werden, eher übereinstimmende deterministische Eigenschaften auf.

Abgesehen davon, daß auch die SP-Integrationstests bestätigen, daß alle betrachteten Variablen als nichtstationär modelliert werden können, zeigt sich hier im Hinblick auf die Deterministik ein ähnlich diffuses Bild wie bei den DF-Integrationstests im Hinblick auf den Test zwischen I(1) und I(2). Folgt man hier allein dem statistischen Befund, dann sollten die Kointegrationsre-

gressionen für die Dienstleistungsnachfrage aller Haushaltstypen und der Gesamtwirtschaft wohl eher eine Trendvariable enthalten. Demnach scheint es exogene Faktoren zu geben, deren Einfluß bei einer AIDS-Schätzung des gleichgewichtigen Zusammenhangs zwischen Dienstleistungsausgaben auf der einen Seite sowie Verbrauchsausgaben und Preisen auf der anderen mit Hilfe einer Trendvariablen kontrolliert werden sollte. Eine ökonomische Interpretation dieser Trendvariablen ist im Rahmen des hier betrachteten Nachfragemodells aber nicht leicht zu geben, es sei denn, man nimmt Rückgriff auf eine trendmäßige Verschiebung der Präferenzen der Wirtschaftssubjekte. Weil aber auch für die SP-Integrationstests gilt, daß die kritischen Werte nicht überinterpretiert werden sollten und die hier gefundenen Unterschiede insgesamt betrachtet eher gradueller Natur zu sein scheinen, bietet sich als pragmatischer Ausweg an, Kointegrationsregressionen sowohl mit als auch ohne Trendvariable zu schätzen.

### 3. Kointegrationstests

#### a. Konventionelle und Cochrane-Orcutt-Kointegrationstests

Mit dem Konzept der Kointegration versucht man empirisch zu überprüfen, ob zwischen den betrachteten Variablen langfristige Gleichgewichtsbeziehungen existieren, wie sie aus der ökonomischen Theorie, so etwa für den Zusammenhang zwischen Konsum und Einkommen, hergeleitet werden können. Derzeit werden in der empirischen Literatur Kointegrationstests präferiert, die auf einer Analyse der Residuen der sogenannten Kointegrationsregression beruhen.<sup>78</sup> Diese Kointegrationstests werden deshalb auch als "residual based unit root"-Tests bezeichnet [Phillips, Ouliaris, 1990] und können insbesondere dann angewendet werden, wenn die Kointegrationsregression mit Hilfe der ökonomischen Theorie spezifiziert werden kann [Dickey et al., 1991].

Kointegration liegt dann vor, wenn eine Linearkombination integrierter Variablen existiert, die zu stationären Residuen der Schätzgleichung führt. Ein solcher Befund besagt, daß sich kointegrierte Variable im Zeitablauf nicht beliebig weit voneinander entfernen können, also einem gemeinsamen (stochasti-

<sup>78</sup> Für eine Übersicht vgl. Engle und Granger [1987] sowie Phillips und Ouliaris [1990]. Für alternative Testverfahren auf Kointegration, die nicht auf den Residuen der Kointegrationsregression beruhen, vgl. Stock und Watson [1988a], Phillips und Ouliaris [1988] sowie Johansen [1988]. Hansen [1990] zeigt, daß die "residual based"-Tests gegenüber den Stock-Watson- und den Johansen-Tests eine höhere Power aufweisen, d.h. besser zwischen engen Alternativen diskriminieren können.

schen) Trend folgen. Unter der Annahme, daß es eine Theorie gibt, die exogene und endogene Variable definiert, läßt sich die Kointegrationsregression schreiben als

$$[C.86] \quad y_t = \theta x_t + z_t$$

mit  $\theta$  = Langfristparameter und  $z_t$  = Störterm.

Kointegration ist immer dann gegeben, wenn  $x_t$  und  $y_t$  beide  $I(1)$  sind und ihre Linearkombination gleich  $I(0)$  ist, d.h., es gilt:

$$(x_t, y_t) \sim I(1) \text{ und}$$

$$(y_t - \theta x_t) \sim I(0), \text{ d.h. } z_t \sim I(0).$$

Die Stationarität der Residuen  $z_t$  kann mit Hilfe verschiedener Verfahren überprüft werden. Zu beachten ist bei diesen Kointegrationstests, daß die Ablehnung der Nullhypothese die Annahme der Hypothese der Kointegration bedeutet; als Nullhypothese fungiert hier somit nicht die Hypothese der Kointegration, sondern die der Nicht-Kointegration.

Ein grundlegendes Problem aller konventionellen Kointegrationstests — seien es "residual based"-Tests oder alternative Verfahren — besteht darin, daß ihre Verteilungen von der Anzahl der Regressoren der Kointegrationsregression abhängen. Dies hat zur Folge, daß die Power dieser Tests mit der Größe des zu schätzenden Systems abnimmt. Die Ursache dieser Abhängigkeit liegt darin begründet, daß bei den herkömmlichen Kointegrationstests unter der Nullhypothese der Nicht-Kointegration grundsätzlich alle "unit roots" des Systems geschätzt werden, obwohl die alternative Hypothese dies häufig nicht erfordert.

Für relativ kleine Stichproben und mehrere Regressoren sind diese Tests somit von vornherein als wenig effektiv zu betrachten. Daher erscheint es naheliegend, den Kointegrationstest so zu verändern, daß nur die tatsächlich interessierende Anzahl von "unit roots" im System geschätzt wird. Falls man also etwa mit Hilfe der ökonomischen Theorie eine endogene und eine exogene Variable unterscheiden kann, die beide  $I(1)$  sein mögen, dann kommt es bei einem Kointegrationstest gemäß Gleichung [C.86] nicht darauf an, beide "unit roots" des Systems zu bestimmen, sondern darauf, *eine gemeinsame* "unit root" zu bestimmen.

Hansen [1990] schlägt deshalb vor, statt der ursprünglichen Residuen  $z_t$  der Kointegrationsregression [C.86] transformierte Residuen  $\tilde{z}_t$  für die Kointegrationstests zu benutzen, die man mit Hilfe von Cochrane-Orcutt-Parameterschätzungen berechnen kann. Durch diese Maßnahme wird die Abhängigkeit der Verteilung der Teststatistiken von der Anzahl der Regressoren beseitigt. Der

Grund dafür ist, daß das Cochrane-Orcutt-Verfahren eine Quasi-Differenzierung der Zeitreihen beinhaltet, sie also in gewisser Weise stationarisiert. Damit beschränkt sich der Kointegrationstest in diesem Fall darauf, *eine* möglicherweise vorhandene "unit root" in den mit Hilfe der Cochrane-Orcutt-Parameterschätzung berechneten Residuen  $\bar{z}_t$  zu entdecken, nicht aber, wie bei der konventionellen Vorgehensweise, alle "unit roots" des Systems zu bestimmen.

Bei Kointegrationstests mit Hilfe des Cochrane-Orcutt-Iterationsverfahrens wird die ursprüngliche Kointegrationsregression [C.86] nicht mit OLS, sondern als zweistufiges System geschätzt [Hansen, 1990]:

$$[C.87] \quad y_t = \theta x_t + z_t$$

$$[C.88] \quad z_t = \rho z_{t-1} + e_t.$$

Eine Quasi-Differenzierung der Zeitreihen ergibt

$$[C.89] \quad y_t^* = y_t - \hat{\rho} y_{t-1}$$

$$[C.90] \quad x_t^* = x_t - \hat{\rho} x_{t-1}.$$

so daß OLS angewendet werden kann auf

$$[C.91] \quad y_t^* = \tilde{\theta} x_t^* + e_t.$$

Die Kointegrationsresiduen erhält man als

$$[C.92] \quad \bar{z}_t = y_t - \tilde{\theta} x_t.$$

Der Unterschied zwischen den konventionellen Kointegrationstests und den Cochrane-Orcutt Kointegrationstests besteht also darin, daß im ersten Fall die ursprünglichen Residuen  $z_t$ , im zweiten Fall die unter Benutzung des Cochrane-Orcutt-Schätzers ermittelten Residuen  $\bar{z}_t$  auf eine "unit root" hin untersucht werden. Sie unterscheiden sich nicht hinsichtlich der im Einzelfall anzuwendenden Testverfahren.

Ebenso wie bei den konventionellen Verfahren besteht auch bei diesem Ansatz die Frage, welche Verzerrungen der Teststatistiken sich bei kleinen Stichproben ergeben können. Wenn der mit den Cochrane-Orcutt-Iterationsverfahren geschätzte Autokorrelationskoeffizient  $\rho$  deutlich kleiner als Eins ist, werden die Daten "unter"-differenziert. Diese unvollständige Differenzierung führt in begrenzten Stichproben dazu, daß die Verteilungen der Teststatistiken verzerrt werden, d.h., die Nullhypothese der Nicht-Kointegration wird in der Regel

nicht häufig genug verworfen. Hansen [1990] zeigt anhand von Monte-Carlo Experimenten, daß es mit Hilfe einer relativ einfachen Ad-hoc-Prozedur möglich ist, diesen "small-sample-bias" zu verringern.

Wichtiger für die Praktikabilität der Analyse ist aber noch, daß seine Ergebnisse auch zeigen, daß man eine grundsätzliche Verringerung des "small-sample-bias" erreichen kann, indem man statt der konventionellen die hier so bezeichneten Cochrane-Orcutt-Kointegrationstests durchführt. Bei letzteren Verfahren ist von einer zusätzlichen "small-sample"-Korrektur keine wesentliche Verbesserung der Testergebnisse zu erwarten, solange der geschätzte Autokorrelationskoeffizient nicht wesentlich von Eins verschieden ist, solange also Autokorrelation in den Daten vorhanden ist. Im folgenden wird deshalb darauf verzichtet, den "small-sample-bias" bei Cochrane-Orcutt-Kointegrationstests weiter zu reduzieren.

Als wichtige Botschaft für die empirische Analyse bleibt festzuhalten, daß Cochrane-Orcutt-Kointegrationstests zum einen den Vorteil einer Unabhängigkeit der Teststatistiken von der Anzahl der Regressoren besitzen, was geradezu dramatische Konsequenzen für die relevanten kritischen Werte hat.<sup>79</sup> Zum anderen weisen diese Kointegrationstests erheblich bessere "small-sample"-Eigenschaften auf als die konventionellen Verfahren. Insgesamt betrachtet ist somit zu vermuten, daß die relativ häufige empirische Ablehnung von a priori durchaus plausiblen Kointegrationsbeziehungen [vgl. dazu Engle und Granger, 1987] häufig dadurch begründet sein mag, daß die bislang benutzten Testverfahren zu restriktiv sind: Sie bestimmen *alle* "unit roots" des zu schätzenden Systems, und sie scheinen aufgrund des "small-sample-bias" die Nullhypothese der Nicht-Kointegration nicht häufig genug zu verwerfen. Aus ökonomischer Sicht ist man aber häufig nicht unbedingt daran interessiert, alle stationären Linearkombinationen eines Gleichungssystems zu bestimmen, sondern man interessiert sich in der Regel für diejenige Linearkombination von Variablen, die von der ökonomischen Theorie vorgegeben wird. Dies ist, wie hier im Fall der Nachfrageanalyse, eine Beziehung zwischen Ausgabenanteilen auf der einen Seite sowie Gesamtausgaben und (relativen) Preisen auf der anderen. Somit spricht einiges dafür, bei der empirischen Analyse neben konventionellen auch Cochrane-Orcutt-Kointegrationstests durchzuführen. Für beide Ansätze können eine Reihe von alternativen Testverfahren angewendet werden.

---

<sup>79</sup> Vgl. dazu die Diskussion der verschiedenen Testverfahren im folgenden Abschnitt.

## b. Testverfahren

### $\alpha$ . Durbin-Watson (DW)-Test (CRDW)<sup>80</sup>

Als Faustregel kann man für diesen einfachen Test [Sargan, Bhargava, 1983] festhalten, daß die betrachteten Zeitreihen vermutlich *nicht* kointegriert sind, falls die DW-Statistik der konventionellen Kointegrationsregression gegen Null geht. Kritische Werte für den CRDW-Test auf Kointegration sind von Engle und Yoo [1987, S. 157] für den bivariaten Fall und von Sargan und Bhargava [1983, S. 157] für allgemeinere Fälle tabelliert worden. Falls also der berechnete DW-Wert über dem entsprechenden kritischen CRDW-Wert liegt, kann die Nullhypothese der Nicht-Kointegration abgelehnt werden.

Aus empirischer Sicht ist die geringe Trennschärfe, d.h. der relativ große Unbestimmtheitsbereich, das Hauptproblem dieses Tests. Hinzu kommt, daß die Verteilung der CRDW-Statistik unter der Nullhypothese schwierig zu ermitteln ist. Sie hängt unter anderem ab vom Stichprobenumfang, von der Anzahl der Regressoren und von der Annahme eines autoregressiven Prozesses erster Ordnung für die Gleichgewichtsabweichungen [Rüdel, 1989]. Deshalb sollte die CRDW-Statistik nicht zur alleinigen Grundlage einer Ablehnung bzw. Nicht-Ablehnung der Nullhypothese gemacht werden [Campbell, Perron, 1991]. Die Ergebnisse dieses Tests können aber unter Umständen als erste Anhaltspunkte betrachtet werden. Für einen Cochrane-Orcutt-Kointegrationstest kann dieses Verfahren natürlich nicht sinnvoll benutzt werden, da die Autokorrelation der Residuen bei diesem Verfahren gerade herausgefiltert wird.

### $\beta$ . DF- und ADF-Test

Diese Tests entsprechen im Aufbau den DF- und ADF-Integrationstests. Geprüft wird hier, ob die ursprünglichen Residuen der Kointegrationsregression ( $z_t$ ) bzw. die transformierten Residuen  $\tilde{z}_t$  eine Nichtstationarität in Form einer "unit root" enthalten. Tests mit den ursprünglichen Residuen  $z_t$  werden im folgenden als konventionelle DF(ADF)-Tests bezeichnet, Tests mit den transformierten Residuen  $\tilde{z}_t$  als Cochrane-Orcutt DF(ADF)-Tests. Wenn die Kointegrationsregression eine Konstante und gegebenenfalls einen Trend enthält, können die Versionen des DF- und des ADF-Tests ohne Konstante und ohne Trend (Gleichungen [C.60] und [C.64]) benutzt werden, da durch eine solche Spezifikation der Mittelwert der Residuen auf Null restringiert und denkbare unterschiedliche deterministische Trends der Zeitreihen eliminiert werden. Als

<sup>80</sup> Diese Abkürzung geht zurück auf Engle und Granger [1987]. Sie soll andeuten, daß der DW-Test hier dazu benutzt wird, auf "cointegration" (CR) zu testen.

Schätzgleichungen auf Kointegration, die sowohl für die Residuen  $z_t$  als auch für die Residuen  $\tilde{z}_t$  benutzt werden können, erhält man:<sup>81</sup>

$$[\text{C.93}] \quad \text{DF: } \Delta z_t = \beta_0 z_{t-1} + e_t \quad \text{bzw.}$$

$$[\text{C.94}] \quad \text{ADF: } \Delta z_t = \beta_0 z_{t-1} + \sum_i \beta_i \Delta z_{t-i} + e_t$$

mit  $e_t = \text{i.i.d. Störterm}$  und  $H_0: \beta_0 = 0$ , d.h.  $z_t \sim I(1)$ .

Wenn  $H_0$  nicht abgelehnt werden kann, ist  $z_t$  als nichtstationär zu betrachten, d.h., die in der Kointegrationsregression [C.86] aufgeführten Variablen wären in diesem Fall *nicht* kointegriert. Wenn  $H_0$  dagegen verworfen werden kann ( $\beta_0 < 0$ ), ist  $z_t$  als stationär ( $z_t \sim I(0)$ ) zu betrachten. In diesem Fall existiert also mindestens ein Kointegrationsvektor, d.h., zwischen der endogenen und der exogenen Variablen besteht ein langfristig stabiler Zusammenhang.<sup>82</sup>

Kritische Werte für den konventionellen DF(ADF)-Kointegrationstest sind von Phillips und Ouliaris [1990, S. 190, Tabellen IIb und IIc] veröffentlicht worden, die in Abhängigkeit von der Spezifikation der Kointegrationsregression und den statistischen Eigenschaften der Regressoren benutzt werden können (vgl. dazu auch Tabelle IV.2 in Anhang IV). Dabei sind drei Fälle zu unterscheiden, die für empirische Analysen als besonders wichtig erscheinen:

- Wenn die Kointegrationsregression eine Konstante enthält und die Regressoren keine deterministischen Trends enthalten, wird die Tabelle IIb benutzt.
- Wenn die Regressoren unterschiedliche deterministische Trends aufweisen, sollte die Kointegrationsregression neben einer Konstanten auch eine Trendkomponente enthalten; in diesem Fall wird die Tabelle IIc benutzt. Getestet wird dann auf sogenannte "stochastische" Kointegration.<sup>83</sup>

<sup>81</sup> Auf eine gesonderte Darstellung der Schätzgleichung für die Residuen  $\tilde{z}_t$  wird hier verzichtet.

<sup>82</sup> Ohne eine theoretisch begründete Einteilung in endogene und exogene Variable kann im multivariaten Fall das Problem auftreten, daß mehrere Kointegrationsvektoren existieren. Ausgangspunkt der hier angestellten Überlegungen ist aber, daß die ökonomische Theorie eben diese Unterscheidung liefert. Dies spricht dafür, in theoretisch gut begründeten Fällen nicht auf konventionelle, sondern auf Cochrane-Orcutt-Kointegrationstests zurückzugreifen.

<sup>83</sup> Die Unterscheidung zwischen stochastischer und deterministischer Kointegration geht zurück auf Ogaki und Park [1989].

- Wenn die Regressoren gemeinsame deterministische Trends aufweisen, sollte die Kointegrationsregression lediglich eine Konstante, aber keine Trendkomponente enthalten; auch in diesem Fall wird die Tabelle IIc benutzt, aber die kritischen Werte gelten für  $n-1$  Regressoren statt für die tatsächlich vorhandenen  $n$  Regressoren. Getestet wird dann auf sogenannte "deterministische" Kointegration.

Grundsätzlich ist bei den tabellierten kritischen Werten für den konventionellen DF(ADF)-Kointegrationstest zu bedenken, daß sie mit Hilfe von Monte-Carlo Simulationen für 500 Beobachtungen gewonnen wurden. Da die in der Regel vorliegenden Stichproben erheblich kleiner sind, sollten keine zu strengen statistischen Kriterien bei der Handhabung dieser Tabellen angelegt werden, da der Test anderenfalls kaum noch Power aufweist. Für ein Signifikanzniveau von 5 vH muß beispielsweise bei 5 Regressoren ein t-Wert von etwa  $-4,7$  unterschritten werden, um die Nullhypothese der Nicht-Kointegration ablehnen zu können. Zu überlegen ist deshalb, ob die geschätzten t-Werte des konventionellen DF(ADF)-Kointegrationstests für relativ kleine Stichproben nicht angemessener anhand eines deutlich geringeren Signifikanzniveaus evaluiert werden sollten, etwa für eine statistische Irrtumswahrscheinlichkeit von 15 vH.

Wesentlich mehr Power haben die Cochrane-Orcutt DF(ADF)-Kointegrationstests, weil hier zum einen die Abhängigkeit der kritischen Werte von der Anzahl der Regressoren entfällt und sie zum anderen wesentlich bessere "small-sample"-Eigenschaften aufweisen [Hansen, 1990]. Für diese Tests können die von Fuller [1976, S. 373] tabellierten kritischen Werte für Integrations-tests benutzt werden (vgl. dazu die Tabellen IV.2 und IV.1 in Anhang IV), und zwar wiederum in Abhängigkeit von der Spezifikation der Kointegrationsregression und den statistischen Eigenschaften der Regressoren:

- Wenn die Kointegrationsregression eine Konstante enthält und die Regressoren keine oder gemeinsame deterministische Trends enthalten, wird die Tabelle mit der Überschrift  $\hat{\tau}_\mu$  bei Fuller [1976] benutzt.
- Für einen Test auf stochastische Kointegration wird die Tabelle mit der Überschrift  $\hat{\tau}_\tau$  bei Fuller [1976] benutzt.

Im Falle stochastischer Kointegration würde man die Nullhypothese der Nicht-Kointegration bei einem Cochrane-Orcutt DF(ADF)-Test beispielsweise bereits dann verwerfen (Stichprobengröße  $T = 50$ , Signifikanzniveau von 5 vH), wenn der geschätzte t-Wert  $-3,50$  unterschreitet; bei einem konventionellen DF(ADF)-Test für 5 Regressoren könnte man die Nullhypothese der Nicht-Kointegration dagegen erst bei geschätzten t-Werten verwerfen, die unter  $-5,03$  liegen. Diese für die praktische Anwendung immensen Unterschiede zei-

gen die grundsätzliche Problematik der kritischen Werte für Kointegrationstests auf; sie lassen sich nicht im Hinblick auf die Vorteilhaftigkeit des einen oder des anderen Schätzverfahrens interpretieren, denn zumindest bei hoher Autokorrelation der Residuen wird über  $z_t$  und über  $\tilde{z}_t$  derselbe Zusammenhang getestet. Deshalb sollten die Ergebnisse der Kointegrationstests stets mit einer gewissen Zurückhaltung behandelt werden. Anders gewendet, man sollte die Annahme der Nullhypothese (Nicht-Kointegration) nicht allein von relativ unsicheren kritischen Werten abhängig machen, sondern stets auch die Aussagen der ökonomischen Theorie im Blick behalten.

Hinzu kommt, daß die Spezifikation der Laglänge, die die Ergebnisse maßgeblich beeinflussen kann, beim ADF-Kointegrationstest ebenso wie bei den Integrationstests eine rein empirische Frage ist. Grundsätzlich sollten so viele Lags aufgenommen werden, bis die Residuen der Testgleichung "white noise" sind. "White noise" der Residuen kann man wiederum mit verschiedenen Verfahren überprüfen; Engle und Yoo [1987] empfehlen beispielsweise, dafür das Akaike Informationskriterium (AIC)<sup>84</sup> zu benutzen. Unklar ist bei dieser Vorgehensweise, auf welche Weise und in welchem Ausmaß die Verwendung solcher Vortests das Signifikanzniveau und die Power des ADF-Tests beeinflussen. Dies wäre deshalb wichtig zu wissen, weil die Wahl der Laglänge für den Ausgang des Kointegrationstests entscheidend sein kann. Deshalb wird hier darauf verzichtet, explizit auf "white noise" der Residuen der Testgleichung zu testen. Statt dessen werden hier, wie schon bei den Integrationstests, Schätzungen mit alternativen Laglängen durchgeführt, um so die Stabilität der Ergebnisse zu überprüfen. Dabei wurde die empirisch präferierte Laglänge wiederum nach der Faustregel von Campbell und Perron [1991] bestimmt (Abschnitt C.IV.2.a).

#### $\gamma$ . Phillips- $Z_\alpha$ -Test ( $Z_\alpha$ )

Dieser Kointegrationstest [Phillips, Ouliaris, 1990] basiert auf dem Integrationstest von Phillips [1987], dem ein Modell des datenerzeugenden Prozesses zugrundeliegt, das keinen i.i.d. Störterm aufweist. Analog zum DF(ADF)-Kointegrationstest beinhaltet der  $Z_\alpha$ -Test zunächst eine Regression der ursprünglichen ( $z_t$ ) bzw. der transformierten ( $\tilde{z}_t$ ) Residuen der Kointegrationsregression auf die verzögerten Residuen:<sup>85</sup>

<sup>84</sup> Für eine Anwendung des AIC im Zusammenhang mit der Kointegrationsanalyse vgl. beispielsweise Atkins [1989].

<sup>85</sup> Auf die analoge Darstellung der Schätzgleichung für die transformierten Residuen  $\tilde{z}_t$  wird wiederum verzichtet.

$$[C.95] \quad z_t = \beta z_{t-1} + k_t$$

mit  $k_t =$  Störterm (nicht i.i.d.) und  $H_0: \beta = 1$ .

Die Prüfhypothese bezieht sich bei diesem Test aber nicht auf den t-Wert der Parameterschätzung für  $\beta$ , sondern auf  $\beta$  selbst, so daß hier die Teststatistik  $T(\hat{\beta} - 1)$  gilt, mit  $T =$  Stichprobenumfang und  $\hat{\beta}$  als OLS-Schätzer von Gleichung [C.95].<sup>86</sup> Mit Hilfe der geschätzten Residuen  $k_t$  der Gleichung [C.95] berechnet man:

$$[C.96] \quad s^2 = T^{-1} \sum_1^T k_t^2 \quad \text{und}$$

$$[C.97] \quad s^2(l) = T^{-1} \sum_1^T k_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^l \omega_{sl} \sum_{t=s+1}^T k_t k_{t-s}$$

mit  $\omega_{st} = 1 - s/(l+1)$ ,

wobei andere Gewichtungsfaktoren als  $\omega_{st}$  denkbar sind und die Wahl der Länge des "lag truncation parameters"  $l$  wiederum eine rein empirische Frage ist,<sup>87</sup> d.h., in der Regel wird man abermals alternative Varianten durchtesten bzw. auf die Faustregel von Campbell und Perron [1991] zurückgreifen.

Damit erhält man die Teststatistik  $Z_\alpha$  als

$$[C.98] \quad Z_\alpha = T(\hat{\beta} - 1) - 1/2 [s^2(l) - s^2] \left( T^{-2} \sum_1^T z_{t-1}^2 \right).$$

Kritische Werte für den konventionellen  $Z_\alpha$ -Kointegrationstest mit bis zu 5 Regressoren sind tabelliert in Phillips und Ouliaris [1990, S. 189 f., Tabellen Ib und Ic] (vgl. dazu auch Tabelle IV.2 in Anhang IV). Dabei benutzt man, analog zur Vorgehensweise bei einem konventionellen DF(ADF)-Kointegrationstest, die Tabellen in Abhängigkeit von der Spezifikation der Kointegrationsregression bzw. von der Anzahl der Regressoren. Falls die betrachteten Zeitreihen keine deterministischen Trends enthalten und die Kointegrationsregression eine Konstante enthält, gelten die kritischen Werte aus Tabelle Ib. Für Tests auf

<sup>86</sup> Dieser Koeffiziententest läßt sich natürlich auch als t-Test ( $Z_t$ ) formulieren. Simulationsstudien haben aber gezeigt, daß der  $Z_\alpha$ -Test gegenüber dem  $Z_t$ -Test in begrenzten Stichproben mehr Power besitzt [Campbell, Perron, 1991]. Deshalb wird der  $Z_t$ -Test hier nicht berücksichtigt.

<sup>87</sup> Vgl. zur Diskussion alternativer Gewichtungsfaktoren und alternativer Methoden, die Laglänge  $l$  zu bestimmen, Andrews [1991].

stochastische und auf deterministische Kointegration gelten die kritischen Werte aus Tabelle Ic.

Für den Cochrane-Orcutt- $Z_{\alpha}$ -Kointegrationstest können die in Fuller [1976, S. 371] tabellierten kritischen Werte benutzt werden (vgl. dazu auch Tabelle IV.2 in Anhang IV). Die Tabelle mit der Überschrift  $\hat{\rho}_{\mu}$  in Fuller [1976] wird benutzt, wenn die Regressoren keine oder gemeinsame deterministische Trends enthalten und die Kointegrationsregression eine Konstante enthält. Die Tabelle mit der Überschrift  $\hat{\rho}_{\tau}$  in Fuller [1976] wird benutzt, wenn auf stochastische Kointegration getestet wird.

### c. Testergebnisse für die Dienstleistungsnachfrage

Im Mittelpunkt der in den Abschnitten C.IV.4 und C.IV.6 folgenden empirischen Analyse steht die Bestimmung der Preis- und Ausgabenelastizitäten der Dienstleistungsnachfrage, denen entscheidende Bedeutung für die Interpretation der stilisierten Fakten des Strukturwandels zukommt, wie das in Kapitel B diskutierte Modell gezeigt hat. Elastizitäten der Dienstleistungsnachfrage können hier für die drei benannten Haushaltstypen (HH1, HH2, HH3) sowie für die Gesamtwirtschaft geschätzt werden.

Die Spezifikation der Kointegrationsregression, mit der als einer Art Vortest überprüft wird, ob die von dem AIDS-Nachfragemodell (Gleichungen [C.6] und [C.17]) vorhergesagte Gleichgewichtsbeziehung zwischen den Dienstleistungsausgaben auf der einen Seite und den Gesamtausgaben sowie den (relativen) Preisen auf der anderen tatsächlich existiert, hängt zunächst von den Ergebnissen der Integrationstests ab, aber auch von der zeitlichen Konsistenz der statistischen Erhebungen. Letztere ist, worauf schon hingewiesen wurde, nicht immer gewährleistet. Für die drei Haushaltstypen liegen voll vergleichbare Ergebnisse nur für den Zeitraum 1964–85 vor. Deshalb wurden zu Beginn der Analyse zwei Dummies in die Kointegrationsregression aufgenommen, die diesen Strukturbrüchen Rechnung tragen. Dummy 1 ist gleich Eins für die Jahre 1960–63, sonst Null; Dummy 2 ist gleich Eins für die Jahre 1986–89, sonst Null. Der Dummy 1 stellte sich bei allen Schätzungen allerdings als statistisch nicht signifikant heraus, so daß er bei der endgültigen Spezifikation der Kointegrationsregression nicht berücksichtigt wurde.

Zusammengefasst erhält man somit für ein AIDS-Nachfragemodell unter Berücksichtigung der Ergebnisse der Integrationstests (Abschnitt C.IV.2.b) sowie der möglichen Strukturbrüche in den Zeitreihen folgende Varianten für die

Kointegrationsregressionen für die drei Haushaltstypen und die Gesamtwirtschaft:<sup>88,89</sup>

$$\text{[C.99a]} \quad \text{HH1: } w_s = c_1 + \alpha_{11} \text{Dummy2} + \alpha_{12} \text{Trend} + \alpha_{13} \text{tpcr} \\ + \alpha_{14} \text{rp}_f + \alpha_{15} \text{rp}_s + z_1$$

$$\text{[C.99b]} \quad \text{HH1: } w_s = c_1 + \alpha_{11} \text{Dummy2} + \alpha_{13} \text{tpcr} + \alpha_{14} \text{rp}_f \\ + \alpha_{15} \text{rp}_s + z_1$$

$$\text{[C.100a]} \quad \text{HH2: } w_s = c_2 + \alpha_{21} \text{Dummy2} + \alpha_{22} \text{Trend} + \alpha_{23} \text{tpcr} \\ + \alpha_{24} \text{rp}_f + \alpha_{25} \text{rp}_s + z_2$$

$$\text{[C.100b]} \quad \text{HH2: } w_s = c_2 + \alpha_{21} \text{Dummy2} + \alpha_{23} \text{tpcr} + \alpha_{24} \text{rp}_f \\ + \alpha_{25} \text{rp}_s + z_2$$

$$\text{[C.101a]} \quad \text{HH3: } w_s = c_3 + \alpha_{31} \text{Dummy2} + \alpha_{32} \text{Trend} + \alpha_{33} \text{tpcr} \\ + \alpha_{34} \text{rp}_f + \alpha_{35} \text{rp}_s + z_3$$

$$\text{[C.101b]} \quad \text{HH3: } w_s = c_3 + \alpha_{31} \text{Dummy2} + \alpha_{33} \text{tpcr} + \alpha_{34} \text{rp}_f \\ + \alpha_{35} \text{rp}_s + z_3$$

$$\text{[C.102a]} \quad \text{Gesamt-} \\ \text{wirtschaft: } w_s = c_4 + \alpha_{42} \text{Trend} + \alpha_{43} \text{tpcr} + \alpha_{44} \text{rp}_f \\ + \alpha_{45} \text{rp}_s + \alpha_{46} \text{p}_g + z_4$$

$$\text{[C.102b]} \quad \text{Gesamt-} \\ \text{wirtschaft: } w_s = c_4 + \alpha_{43} \text{tpcr} + \alpha_{44} \text{rp}_f + \alpha_{45} \text{rp}_s + z_4.$$

Dabei entsprechen die Varianten unter a) einer engen Auslegung der Integrationstests; die Varianten unter b) sind im wesentlichen die Versionen, die man bei Gültigkeit der Nachfragetheorie erwarten würde. Die Ergebnisse der Kointegrationstests für die Dienstleistungsnachfrage sind in den Tabellen 18 und 19 aufgeführt. Tabelle 18 enthält die Resultate für konventionelle Kointegrationstests, also für eine Analyse der ursprünglichen Residuen  $z$  der Kointegrationsre-

<sup>88</sup> Zur Definition der Abkürzungen vgl. Abschnitt C.IV.1 und das Abkürzungsverzeichnis; aus Gründen der Übersichtlichkeit wurde auf die Darstellung eines Zeitindex verzichtet.

<sup>89</sup> Vgl. zu der bei dieser Spezifikation postulierten schwachen Exogenität der Preisvariablen Abschnitt C.IV.5.

Tabelle 18 — Konventionelle Kointegrationstests für die Dienstleistungsnachfrage

	n	CRDW <sup>a</sup>	DF <sup>b</sup>	Empirisch bestimmte Laglänge <sup>c</sup>	ADF <sup>b,d</sup>	Z <sub>α</sub> <sup>e,f</sup>	Z <sub>α</sub> <sup>e,d</sup>
<i>a) mit einer Trendvariablen</i>							
HH1	5	1,30	-4,31	1 = 4	-4,21	-21,24	-20,82
HH2	4	1,17	-4,43*	1 = 1	-4,17	-22,72	-22,72
HH3	5	1,94	-6,26*	1 = 0	-	-29,27	-
Gesamt	5	1,03	-3,15	1 = 4	-4,33	-16,28	-13,63
<i>b) ohne Trendvariable</i>							
HH1	3	1,11	-3,45	1 = 0	-	-17,99	-
HH2	4	1,42	-4,64*	1 = 5	-4,30*	-24,55	-19,09
HH3	4	1,58	-4,38*	1 = 0	-	-22,38	-
Gesamt	3	0,62	-1,98	1 = 0	-	-9,79	-
<p>n = Anzahl der Regressoren; CRDW = DW-Kointegrationstest; DF = Dickey-Fuller-Test; ADF = Augmented-Dickey-Fuller-Test; Z<sub>α</sub> = Phillips-Z<sub>α</sub>-Test; *Nullhypothese der Nicht-Kointegration wird verworfen für 15 vH Irrtumswahrscheinlichkeit. — <sup>a</sup>DW-Statistik der Kointegrationsregression. — <sup>b</sup>t-Wert des relevanten Parameters der Schätzgleichung. — <sup>c</sup>Für eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH. — <sup>d</sup>Für die empirisch bestimmte Laglänge. — <sup>e</sup>Z<sub>α</sub>-Statistik für den Koeffiziententest. — <sup>f</sup>t<sub>1</sub> = 1.</p>							

Quelle: Datensätze III.1–III.3, vgl. Anhang III; eigene Berechnungen.

gression (Gleichung [C.86]); Tabelle 19 enthält die Resultate für Cochrane-Orcutt-Kointegrationstests, also für eine Analyse der Residuen  $\bar{z}$  (Gleichung [C.92]).

Bei den konventionellen Kointegrationstests liegen die Werte für die CRDW-Statistik mit einer Ausnahme für eine statistische Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH im Unbestimmtheitsbereich,<sup>90</sup> so daß die Nullhypothese der Nicht-Kointegration weder angenommen noch verworfen werden kann. Die Werte für die Dienstleistungsnachfrage von Haushaltstyp 3 liegen eher geringfügig unterhalb des kritischen Wertes, der eine Ablehnung der Nullhypothese gestatten würde; Kointegration wird abgelehnt für die Gesamtwirtschaft in der Version ohne Trendvariable und mit relativen Preisen.

<sup>90</sup> Vgl. dazu die kritischen Werte in Sargan und Bhargava [1983, S. 157] und in Anhang IV.2.

Tabelle 19 — Cochrane-Orcutt-Kointegrationstests für die Dienstleistungsnachfrage

	DF <sup>a</sup>	Empirisch bestimmte Laglänge	ADF <sup>a,b</sup>	$Z_{\alpha}$ <sup>c,d</sup>	$Z_{\alpha}$ <sup>c,e</sup>
<i>a) mit einer Trendvariablen</i>					
HH1	-4,69*	l = 0	-4,52*	-19,22*	-
HH2	-5,30*	l = 2	-5,04*	-23,63*	-22,44*
HH3	-7,31*	l = 0	-4,46*	-27,56*	-
Gesamt	-3,26	l = 1	-3,95*	-16,09	-
<i>b) ohne Trendvariable</i>					
HH1	-3,57(*)	l = 0	-	-12,63	-
HH2	-5,18*	l = 0	-	-23,44*	-
HH3	-4,33*	l = 0	-	-17,65	-
Gesamt	-2,40	l = 1	-2,08	-5,72	-
DF = Dickey-Fuller-Test; ADF = Augmented-Dickey-Fuller-Test; $Z_{\alpha}$ = Phillips- $Z_{\alpha}$ -Test; *Nullhypothese der Nicht-Kointegration wird verworfen für 5 vH Irrtumswahrscheinlichkeit. — <sup>a</sup> t-Wert des relevanten Parameters der Schätzgleichung. — Für l = 1 bzw. für die empirisch bestimmte Laglänge. — <sup>c</sup> $Z_{\alpha}$ -Statistik für den Koeffiziententest. — <sup>d</sup> 1 = 1. — <sup>e</sup> Für die empirisch bestimmte Laglänge.					

Quelle: Datensätze III.1–III.3, vgl. Anhang III; eigene Berechnungen.

Die kritischen Werte für die DF(ADF)-Tests liegen für eine statistische Irrtumswahrscheinlichkeit von 15 vH zwischen -4,00 (3 Regressoren) und -4,55 (5 Regressoren). Deshalb findet man nach diesem Testverfahren nur in zwei Fällen (HH2, HH3) — und zwar sowohl für die a) als auch für die b) Version — eine Kointegrationsbeziehung, obwohl alle t-Werte dem Betrag nach recht hoch sind. Bei einem Signifikanzniveau von 5 vH verbleibt allerdings allein die Dienstleistungsnachfrage von Haushaltstyp 3 als ein Kandidat für eine Kointegrationsbeziehung, auch wenn der  $Z_{\alpha}$ -Test diesen Befund nicht unbedingt stützt. Der kritische Wert, der bei diesem Test für 5 Regressoren bei -39,00 liegt, wird hier nicht unterschritten, aber die empirisch präferierte Laglänge l = 0 deutet darauf hin, daß der  $Z_{\alpha}$ -Test nicht sinnvoll angewendet werden kann. Nach den konventionellen Kointegrationstests gestattet also bestenfalls die Dienstleistungsnachfrage von Haushaltstyp 3 die Schätzung langfristig stabiler Preis- und Ausgabenelastizitäten, während die Dienstleistungsnachfrage

für die Gesamtwirtschaft die nach allen Testversionen und Testverfahren schlechtesten Ergebnisse aufweist.

Der Befund für den Haushaltstyp 3 wird auch durch die Ergebnisse der Cochrane-Orcutt-Kointegrationstests gestützt, mit denen erwartungsgemäß die Nullhypothese der Nicht-Kointegration häufiger verworfen werden kann (Tabelle 19). Die kritischen Werte für ein Signifikanzniveau von 5 vH liegen hier für den DF(ADF)-Test bei  $-3,60$  und für den  $Z_{\alpha}$ -Test bei  $-18,00$ . Nimmt man beide Versionen zusammen, dann schneidet nach rein statistischen Kriterien abermals die Dienstleistungsnachfrage von Haushaltstyp 3, gemessen an der Höhe der geschätzten Teststatistiken, relativ gut ab, aber auch für die Haushaltstypen 1 und 2 kann die Nullhypothese nach (fast) allen Testverfahren verworfen werden. Für die gesamtwirtschaftliche Dienstleistungsnachfrage liegt dagegen in der Version a) nach dem  $Z_{\alpha}$ -Test für die empirisch präferierte Laglänge  $l = 1$  keine Kointegrationsbeziehung vor; für die Testversion b) findet man ebenfalls keine Kointegrationsbeziehung.

Insgesamt betrachtet ist die wesentlich häufigere Ablehnung der Nullhypothese der Nicht-Kointegration bei den Cochrane-Orcutt-Kointegrationstests durchaus plausibel. Getestet wird ja bei allen "residual based"-Testverfahren, ob der autoregressive Parameter der Residuenschätzung von Eins abweicht. Bei den konventionellen Kointegrationstests erhält man nun häufig Parameterschätzungen im Bereich von 0,5. In Verbindung mit relativ hohen Standardfehlern reicht dies aber in der Regel nicht aus, um den strengen kritischen Werten der konventionellen Verfahren zu genügen. Selbst bei noch niedrigeren geschätzten autoregressiven Parameterwerten kann so nach rein statistischen Kriterien die "unit root"-Hypothese oftmals nicht verworfen werden. Eine mechanische Anwendung allgemein üblicher statistischer Signifikanzniveaus sollte sich von daher bei den konventionellen Kointegrationstests verbieten. Demgegenüber ermittelt man mit Cochrane-Orcutt-Kointegrationstests zwar in etwa gleich hohe t-Werte für die Parameterschätzung, verwirft aber die Nullhypothese der Nicht-Kointegration aufgrund der (dem Betrag nach) deutlich niedrigeren kritischen Werte wesentlich häufiger. Dies kommt der Intuition, daß zumindest ein geschätzter Wert des Autoregressionsparameters in der Nähe von 0,5 als ein Indiz für die Abwesenheit einer "unit root" interpretiert werden sollte, wesentlich näher, und es spricht auch dafür, den kritischen Werten für Kointegrationstests nicht blindlings zu vertrauen.

Vorsichtig interpretiert ergibt sich aus den konventionellen und Cochrane-Orcutt-Kointegrationstests also ein ähnliches Bild wie für die Integrationstests. Dort erhielt man aus ökonomischer Sicht für die drei relativ klar umrissenen Haushaltstypen plausiblere Ergebnisse als für das Aggregat Gesamtwirtschaft; hier nun spricht der statistische Befund eher für die Existenz einer langfristig

stabilen Dienstleistungsnachfrage der drei Haushaltstypen, aber eher gegen die Existenz einer solchen Beziehung auf gesamtwirtschaftlicher Ebene.

In diesem Zusammenhang stellt sich natürlich die Frage, ob ein solches Ergebnis nicht auch mit wesentlich weniger Rechenaufwand zu erreichen gewesen wäre, etwa indem man allein auf die Ergebnisse des CRDW-Tests vertraut hätte. Eine solche Vorgehensweise kann nicht zuletzt damit begründet werden, daß bislang keineswegs geklärt ist, ob die hier zur Verfügung stehenden Konsumdaten für etwa 30 Jahre überhaupt ausreichen, um Kointegrationstests sinnvoll anwenden zu können, oder ob diese Zeitspanne zu kurz ist, um langfristige Fluktuationen zu testen. Wie Hakkio und Rush [1991] demonstrieren, ist dabei von einer Erhöhung der Frequenz der Daten, also etwa von der Verwendung von Quartalsdaten, keine Verbesserung der Power der Kointegrationstests zu erwarten, da dadurch eben nicht der langfristige Informationsgehalt der Daten erhöht wird. So gesehen impliziert die schwache Power der Kointegrationstests, daß die häufige empirische Ablehnung einer Kointegrationsbeziehung eine überaus strenge — wenn nicht gar unzulässige — Schlußfolgerung ist.

Wenn aber die kritischen Werte aufgrund der relativ kleinen Stichprobengrößen keine besondere Aussagekraft beanspruchen können, dann mag auch ein CRDW-Kointegrationstest als eine erste Annäherung genügen. Als Faustregel könnte man etwa so verfahren, daß zumindest für Kointegrationsregressionen, deren CRDW-Statistik nicht unterhalb des kritischen Bereichs liegt, die Hypothese der Kointegration nicht voreilig verworfen werden sollte. Diese rein statistische Betrachtungsweise sagt allerdings noch nichts über die ökonomische Plausibilität der zu schätzenden Nachfragebeziehungen aus, die in den folgenden Abschnitten erörtert werden soll.

#### **4. Elastizitätsschätzungen für das statische Modell**

##### **a. Schätzungen mit unrestringierten Ausgabenelastizitäten**

Wie bereits bei der Diskussion verschiedener Schätzverfahren in Abschnitt C.IV.1.d angedeutet wurde, entspricht die Schätzung der ersten Stufe des Engle-Granger-Ansatzes der Schätzung eines statischen Modells. Zugleich fällt diese Schätzung mit der im vorangegangenen Abschnitt C.IV.3.c besprochenen Kointegrationsregression zusammen. Die Rechtfertigung für die Schätzung eines statischen Modells, also für den völligen Verzicht auf eine Modellierung dynamischer Anpassungsprozesse, liefert das Theorem von Stock [1987], nach dem eine OLS-Schätzung mit integrierten Zeitreihen zu konsistenten Parame-

terschätzungen führt, wenn die betrachteten Zeitreihen eine Kointegrationsbeziehung bilden.

Diese Bedingungen scheinen nach den Integrations- und Kointegrationstests mehr oder weniger erfüllt zu sein, zumindest für die drei Haushaltstypen [HH1, HH2, HH3], offenbar weniger für die Gesamtwirtschaft. Deshalb können die Parameterschätzungen, die bei den Kointegrationstests sozusagen als Abfallprodukt angefallen sind, zur Bestimmung von Preis ( $\varepsilon_{si}^*$ ) und Ausgabenelastizitäten ( $\eta_{si}$ ) der Dienstleistungsnachfrage herangezogen werden. Dazu benutzt man die in Abschnitt C.II.1 aufgeführten allgemeinen Gleichungen [C.7] und [C.10], die unter Berücksichtigung der Parameter der Kointegrationsregressionen (Gleichungen [C.99a,b], [C.100a,b], [C.101a,b], [C.102a,b]) folgendes Bild für die gesuchten Elastizitäten ergeben:

$$[C.103] \quad \eta_{si} = 1 + \frac{\alpha_{i3}}{\bar{w}_{si}}$$

$$[C.104] \quad \varepsilon_{ssi}^* = \frac{\alpha_{i5}}{\bar{w}_{si}} + \bar{w}_{si} - 1$$

$$[C.105] \quad \varepsilon_{sfi}^* = \frac{\alpha_{i4}}{\bar{w}_{si}} + \bar{w}_{fi}$$

$$[C.106] \quad \varepsilon_{sgi}^* = \frac{\alpha_{i6}}{\bar{w}_{si}} + \bar{w}_{gi} \quad \text{bzw.} \quad \varepsilon_{sgi}^* = -(\varepsilon_{ssi}^* + \varepsilon_{sfi}^*)$$

mit  $\eta_{si}$  = Ausgabenelastizität der Dienstleistungsnachfrage

$\varepsilon_{ssi}^*$  = kompensierte Eigenpreiselastizität der Dienstleistungsnachfrage

$\varepsilon_{sfi}^*$  = kompensierte Kreuzpreiselastizität der Dienstleistungsnachfrage in bezug auf Nahrungsmittel

$\varepsilon_{sgi}^*$  = kompensierte Kreuzpreiselastizität der Dienstleistungsnachfrage in bezug auf Industriegüter.

Dabei steht der Index  $i$  für die drei Haushaltstypen bzw. für die Gesamtwirtschaft; der Querstrich über den jeweiligen Ausgabenanteilen soll andeuten, daß die Elastizitäten für durchschnittliche Ausgabenanteile berechnet worden sind.  $\varepsilon_{sgi}^*$  wird nur für die Dienstleistungsnachfrage der Gesamtwirtschaft über  $\alpha_{46}$  frei geschätzt; bei den drei Haushaltstypen (HH1, HH2, HH3) gilt ja wegen der

dort bei der Schätzung auferlegten Restriktion der Homogenität  $\hat{\alpha}_{16} = -(\alpha_{14} + \alpha_{15})$ . Anders als bei der klassischen Vorgehensweise nach Stone [1954] werden also bei dieser ersten Schätzung der Elastizitäten der Dienstleistungsnachfrage die Querschnittsinformationen für die Ausgabenelastizitäten noch nicht genutzt, d.h., diese erste Schätzung erfolgt für unrestringierte Ausgabenelastizitäten.

Die Ergebnisse für die mit den beiden Versionen des statischen Modells ermittelten Elastizitäten sind in Tabelle 20 enthalten. Zu beachten ist zunächst, daß bei Regressionen mit integrierten Zeitreihen die t-Werte der Parameterschätzungen gegen Zufallszahlen konvergieren [Stock, Watson, 1988b]. Über die statistische Signifikanz der mit diesem Ansatz ermittelten Nachfrageelastizitäten läßt sich also keine Aussage treffen. Hier geht es lediglich darum, ein Referenzsystem für Schätzungen mit dynamischen Modellen herzustellen. Das extrem hohe  $R^2$  aller Schätzungen könnte nämlich so interpretiert werden, daß eine zusätzliche Modellierung der Dynamik die Schätzergebnisse wohl kaum verändern wird, was als ein Indiz für die Anwendbarkeit des Theorems von Stock [1987] für die vorliegenden Schätzungen betrachtet werden mag. Ob diese Vermutung tatsächlich zutrifft, soll in einem der folgenden Abschnitte genauer untersucht werden.

Bei den hier vorliegenden Ergebnissen zeigt sich nun recht deutlich, daß die statistisch leidlich gesicherte Existenz einer Kointegrationsbeziehung zwischen Ausgabenanteilen auf der einen Seite sowie Gesamtausgaben und (relativen) Preisen auf der anderen offenkundig keine Garantie für ein ökonomisch plausibles Ergebnis beinhaltet: Die kompensierten Eigenpreiselastizitäten der Dienstleistungsnachfrage ( $\epsilon_{ss}^*$ ) weisen außer für den Haushaltstyp 3 ein positives Vorzeichen auf. Dies steht in eindeutigem Gegensatz zur theoretischen Vorhersage, nach der kompensierte Nachfragefunktionen keine positive Steigung aufweisen können. Zu beachten ist auch, daß die Aufnahme einer Trendvariablen in die Kointegrationsregression einen starken Einfluß auf die geschätzte Ausgabenelastizität hat. Ohne die Trendvariable schätzt man eine eher ausgabenelastische Dienstleistungsnachfrage, mit einer Trendvariablen eine durchweg ausgabenunelastische. Die Trendvariable fängt bei diesen Schätzungen den Anstieg der nominalen Dienstleistungsangaben auf, so daß die realen Gesamtausgaben hier nur noch die Abweichungen von diesem Trend im statistischen Sinne erklären. Richtet man das Augenmerk auf die Ergebnisse für den Haushaltstyp 3, bei dem im Sinne der Kointegrationstests die besten Ergebnisse erzielt werden, dann findet man in der Version mit einer Trendvariablen eine preiselastische ( $\epsilon_{ss}^* = -1,08$ ) und eine ausgabenunelastische ( $\eta_s = 0,32$ ) Dienstleistungsnachfrage, in der Version ohne Trendvariable eine preisunelastische und ausgabenelastische Dienstleistungsnachfrage, wobei die statistische Signifikanz dieser Schätzungen offenbleiben muß. Der erste Befund steht im Gegen-

Tabelle 20 — Elastizitäten der Dienstleistungsnachfrage für das statische Modell<sup>a,b</sup>

	Haushaltstyp 1	Haushaltstyp 2	Haushaltstyp 3	Gesamtwirtschaft
	<i>a) Kointegrationsregressionen mit einer Trendvariablen</i>			
$\eta_s$	0,06	0,78	0,32	0,38
$\varepsilon_{ss}^*$	0,11	0,97	-1,08	0,28
$\varepsilon_{sf}^*$	-0,62	-0,51	0,64	-0,30
$\varepsilon_{sg}^*$	0,51	0,46	0,44	1,32
$\bar{R}^2$	0,99	0,99	0,98	0,99
Freiheitsgrade	24	25	20	22
	<i>b) Kointegrationsregressionen ohne Trendvariable</i>			
$\eta_s$	1,64	1,16	1,06	0,94 <sup>c</sup>
$\varepsilon_{ss}^*$	0,14	1,25	-0,45	0,19 <sup>c</sup>
$\varepsilon_{sf}^*$	-2,47	-2,04	-1,69	-2,05 <sup>c</sup>
$\varepsilon_{sg}^*$	2,33	0,79	2,14	1,86 <sup>c</sup>
$\bar{R}^2$	0,98	0,98	0,93	0,95
Freiheitsgrade	26	25	21	24
	<sup>a</sup> Zur Erläuterung vgl. Text. — <sup>b</sup> Geschätzt unter der Restriktion der Homogenität. — <sup>c</sup> Geschätzt ohne die Restriktion der Homogenität.			

Quelle: Datensätze III.1–III.3, vgl. Anhang III; eigene Berechnungen.

satz zur Nachfragehypothese des Strukturwandels, nach der von einer ausgabenelastischen und einer preisunelastischen Dienstleistungsnachfrage auszugehen ist, während der zweite Befund mit dieser Hypothese übereinstimmt.

Die Querschnittsergebnisse für Angestellten- und Beamtenhaushalte (Ehepaar, 2 Kinder), die dem Zeitreihen-Haushaltstyp 3 entsprechen, deuteten ebenfalls auf eine ausgabenelastische Dienstleistungsnachfrage hin (Abschnitt C.III.5). Gegen diesen Befund konnten allerdings gewisse Vorbehalte angemeldet werden, ohne daß es aufgrund der Datenlage möglich gewesen wäre, diese Vorbehalte empirisch zu untermauern. Die Zeitreihenergebnisse für den Haushaltstyp 3 in der Schätzung mit der Trendvariablen scheinen nun diese Vorbehalte zu bestätigen. Auch um diese These zu überprüfen, wird im nächsten Ab-

schnitt untersucht, wie und ob sich die Ergebnisse für die Preiselastizitäten verändern, wenn die bei der Querschnittsanalyse ermittelten Ausgabenelastizitäten als Restriktion in den Schätzansatz aufgenommen werden, und ob eine solche Veränderung des Schätzansatzes im Sinne der Kointegrationstheorie zulässig ist. Dabei wird im folgenden allein der CRDW-Kointegrationstest benutzt, da von dem anderen Testverfahren nach den bisherigen Ergebnissen allenfalls marginale Informationsgewinne zu erwarten sind.

#### b. Schätzungen mit restringierten Ausgabenelastizitäten

Bei der Querschnittsanalyse konnten für eine Reihe von Haushaltstypen recht unterschiedliche Ausgabenelastizitäten geschätzt werden. Diese Ergebnisse sollen als Restriktion verwendet werden, so daß in diesem Abschnitt nur die Preiselastizitäten frei geschätzt werden. Eine solche Vorgehensweise erscheint auch deshalb sinnvoll, weil die erklärenden Variablen, nämlich Gesamtausgaben und Preise, über den Zeitablauf betrachtet eng miteinander korreliert sein mögen und es von daher aus statistischer Sicht häufig sehr schwierig ist, den jeweiligen Einfluß der exogenen Variablen zu isolieren. Die Verwendung von A-priori-Informationen bietet einen Ausweg aus diesem Dilemma. Allerdings können nicht alle bei der Querschnittsanalyse gewonnenen Erkenntnisse für die Zeitreihenanalyse genutzt werden, da hier nur Angaben für drei Haushaltstypen zur Verfügung stehen.

Charakteristisch für den Haushaltstyp 1 sind ältere Ehepaare, deren Haupteinkommensquelle Übertragungen vom Staat und von (ehemaligen) Arbeitgebern sind. Bei den Haushaltstypen 2 und 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. Im großen und ganzen ist es somit möglich, diesen drei Zeitreihen-Haushaltstypen vergleichbare Querschnitts-Haushaltstypen zuzuordnen, wobei naturgemäß keine vollständige Übereinstimmung erreicht werden kann. Danach sollte der Haushaltstyp 1 eine Ausgabenelastizität in der Nähe von 1 aufweisen (Tabelle 9.a), der Haushaltstyp 2 eine zwischen 1 für Arbeiter- und 1,3 für Angestelltenhaushalte (Tabelle 11), und der Haushaltstyp 3 sollte durch eine deutlich über 1 liegende Ausgabenelastizität gekennzeichnet sein (Tabelle 11).

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 Schätzgleichungen [C.99a,b], [C.100a,b] und [C.101a,b], so wie sie in Abschnitt C.II.2 beschrieben wurde. Demnach multipliziert man die Variable Gesamtausgaben ( $tpcr$ ) mit einer anhand von Gleichung [C.103] entsprechend der jeweils gewählten Restriktion für  $\eta_s$  bestimmten Konstanten und zieht dann dieses Produkt von dem Ausgabenanteil ( $w_{si}$ ) ab. Für  $\eta_{si} = 1$  braucht nichts abgezogen zu werden, weil die gesuchte Konstante hier gleich Null sein muß; für  $\eta_{si} = 1,2$  folgt aus Gleichung [C.103] beispielsweise:  $\alpha_{i3} = (1,2 - 1)\bar{w}_{si}$ . Somit erhält man immer dann eine neue endogene Variable, wenn die Ausgabenelastizität auf Werte von ungleich Eins restringiert wird. Diese konstruierten Zeitreihen müssen nun zunächst wiederum auf I(1) getestet werden, bevor eine Kointegrationsbeziehung geschätzt und daraus Preiselastizitäten ermittelt werden können.

Tabelle 21 enthält für die drei Haushaltstypen die Ergebnisse der Integrationstests für die konstruierten "restringierten" Ausgabenanteile, wobei in Klammern jeweils die entsprechend den Querschnittsvorgaben eingebauten Restriktionen aufgeführt sind. Nach den analog zu Abschnitt C.IV.2.a durchgeführten DF-Tests können auch diese Ausgabenanteile als I(1) betrachtet werden, nicht jedoch als I(2). Damit ist nach rein statistischen Kriterien die Schätzung einer modifizierten Kointegrationsregression analog zu den Gleichungen [C.99a,b], [C.100a,b] und [C.101a,b] auch für restringierte Ausgabenanteile möglich.<sup>91</sup> Der Unterschied zu den im vorhergehenden Abschnitt benutzten Schätzansätzen besteht also lediglich darin, daß hier die Gesamtausgaben ( $tpcr$ ) nicht mehr als exogene Variablen auftauchen und (zum Teil) andere Ausgabenanteile als endogene Variablen benutzt werden.

Die Ergebnisse der CRDW-Kointegrationstests für die ausgabenelastizitätsrestringierte Dienstleistungsnachfrage der drei Haushaltstypen sind in Tabelle 22 aufgeführt. Der Befund ist wiederum nicht eindeutig, und er ist aus Sicht der Kointegrationstheorie nicht unbedingt schlüssig. Die CRDW-Testwerte liegen im Unschärfbereich, so daß die Nullhypothese der Nicht-Kointegration nach rein statistischen Kriterien weder angenommen noch verworfen wer-

<sup>91</sup> Tests auf die deterministischen Eigenschaften der restringierten Ausgabenanteile können hier entfallen, da die Aufnahme einer Trendvariablen in die Kointegrationsregressionen bereits aufgrund der möglicherweise unterschiedlichen deterministischen Eigenschaften der relativen Preise begründet werden könnte (vgl. dazu Abschnitt C.IV.2.b). Im folgenden wird analog zur Vorgehensweise im vorhergehenden Abschnitt sowohl mit als auch ohne Trendvariable auf Kointegration getestet.

Tabelle 21 — Dickey-Fuller-Integrationstests für restringierte Ausgabenanteile<sup>a</sup>

	I(1)-Test			I(2)-Test		
	empirisch bestimmte Laglänge	DF <sup>b</sup>	ADF <sup>c</sup>	empirisch bestimmte Laglänge	DF <sup>b</sup>	ADF <sup>c</sup>
HH1 $w_s(0,8)$	1 = 0	-0,08	-0,01 <sup>d</sup>	1 = 0	-4,78	-5,16 <sup>d</sup>
HH2 $w_s(1,2)$	1 = 3	-0,02	-0,98	1 = 2	-4,58	-4,91
HH3 $w_s(1,2)$	1 = 3	0,65	2,22	1 = 0	-6,55	-5,01 <sup>d</sup>

<sup>a</sup> $\alpha$ -Werte des relevanten Parameters der Schätzgleichung; zur Erläuterung vgl. Text, für kritische Werte vgl. Tabelle IV.1 in Anhang IV. — <sup>b</sup> $\tau_1 = 0$ . — <sup>c</sup>Für die empirisch bestimmte Laglänge. — <sup>d</sup> $d_1 = 1$ .

Quelle: Datensätze III.1–III.3, vgl. Anhang III; eigene Berechnungen.

Tabelle 22 — CRDW-Kointegrationstests für Schätzungen mit restringierten Ausgabenelastizitäten

Restriktion für $\eta_s$	Mit einer Trendvariablen		Ohne Trendvariable	
	n	CRDW	n	CRDW
HH1 $\eta_s = 0,8$	3	1,16	2	1,18
$\eta_s = 1,0$	3	1,15	2	1,18
HH2 $\eta_s = 1,0$	3	1,28	2	1,16
$\eta_s = 1,2$	3	1,19	2	1,12
HH3 $\eta_s = 1,2$	4	1,57	3	1,58

n = Anzahl der Regressoren.

Quelle: Datensätze III.1–III.3, vgl. Anhang III; eigene Berechnungen.

den kann. Zu beachten ist auch, daß beide Kointegrationsregressionen — sowohl diejenige mit als auch diejenige ohne Trendvariable — in etwa gleiche CRDW-Testwerte liefern. Somit scheidet hier ebenso wie im vorangegangenen Abschnitt (Tabellen 18 und 19) der Versuch, die Plausibilität verschiedener Kointegrationsregressionen anhand statistischer Kriterien zu evaluieren, an der geringen Trennschärfe der Kointegrationstests.<sup>92</sup> An dieser Stelle wird die enge Parallele zwischen Integrations- und Kointegrationstests deutlich. Hier wie dort ist es nicht möglich, den "wahren" datenerzeugenden Prozeß der zu analysierenden Zeitreihe zu entdecken, weil jeder integrierte bzw. kointegrierte Prozeß in begrenzten Stichproben ebensogut durch einen nichtintegrierten bzw. nichtkointegrierten Prozeß approximiert werden kann [Campbell, Perron, 1991].

Insgesamt betrachtet könnte man die Ergebnisse in Tabelle 22 so deuten, daß die anhand der Querschnittsergebnisse begründeten Restriktionen für die Ausgabenelastizitäten nicht von vornherein verworfen werden können. Dieser Befund stützt die Spezifikation der Kointegrationsregression ohne Trendvariable, die zu ganz ähnlichen Ausgabenelastizitäten geführt hat.

Zu fragen bleibt, ob man mit restringierten Ausgabenelastizitäten andere Preiselastizitäten der Dienstleistungsnachfrage schätzt als ohne diese Restriktionen, wobei über die statistische Signifikanz der geschätzten Elastizitäten abermals keine Aussage getroffen werden kann. Tabelle 23 zeigt, daß dies nur für den Haushaltstyp 1 zutrifft, für den man jetzt eine (theoriekonforme) negative kompensierte Eigenpreiselastizität erhält — allerdings nur für die Variante mit einer Trendvariablen. Beim Haushaltstyp 2 haben die alternativen Restriktionen für die Ausgabenelastizität dagegen keinen nennenswerten Einfluß auf die geschätzte Eigenpreiselastizität, die nach wie vor positiv ist.<sup>93</sup>

Somit erhält man mit dem statischen Modell der Dienstleistungsnachfrage nur für den Haushaltstyp 3 einen einigermaßen überzeugenden statistischen Befund. Für die beiden anderen Haushaltstypen und für die Gesamtwirtschaft ist der empirische Befund eher diffus. Teilweise erhält man positive kompensierte Eigenpreiselastizitäten, und eine Diskriminierung zwischen alternativen Restriktionen ist anhand rein statistischer Kriterien nicht möglich. Auffällig aber ist, daß bei der Zeitreihenanalyse bislang nur wenig Evidenz für eine ausgabenelastische Dienstleistungsnachfrage gefunden werden konnte, was letztlich die Zweifel an dem Querschnittsergebnis einer ausgabenelastischen Dienstleistungsnachfrage für einige Haushaltstypen verstärken mag.

<sup>92</sup> Dieser Befund wird auch durch die Ergebnisse alternativer Kointegrationstests gestützt (DF, ADF,  $Z_{\alpha}$ ), die hier nicht gesondert aufgeführt werden.

<sup>93</sup> Bei diesen Schätzungen erwies sich die Dummy-Variable für den Strukturbruch 1986–89 (Dummy2) als statistisch nicht signifikant und wurde deshalb hier nicht berücksichtigt. Diese Maßnahme hat keinen Einfluß auf die Umkehr des Vorzeichens der Eigenpreiselastizität der Dienstleistungsnachfrage von Haushaltstyp 1.

Tabelle 23 — Preiselastizitäten für das statische Modell der Dienstleistungsnachfrage mit restringierten Ausgabenelastizitäten

	Haushaltstyp 1		Haushaltstyp 2		Haushaltstyp 3
	$\eta_s = 0,8$	$\eta_s = 1,0$	$\eta_s = 1,0$	$\eta_s = 1,2$	$\eta_s = 1,2$
<i>a) Kointegrationsregression mit einer Trendvariablen</i>					
$\epsilon_{ss}^*$	-0,14	-0,25	0,87	0,77	-0,95
$\epsilon_{sf}^*$	-1,00	-0,89	-0,49	-0,48	-1,88
$\epsilon_{sg}^*$ <sup>b</sup>	1,14	1,14	-0,38	-0,29	2,83
<i>b) Kointegrationsregression ohne Trendvariable</i>					
$\epsilon_{ss}^*$	1,09	0,87	1,57	1,35	-0,51
$\epsilon_{sf}^*$	-4,28	-3,85	-2,36	-2,02	-1,53
$\epsilon_{sg}^*$ <sup>b</sup>	3,19	2,98	0,79	0,67	2,04
<sup>a</sup> Zur Erläuterung vgl. Text. — <sup>b</sup> Aufgrund der Homogenitätsrestriktion als Residualgröße ermittelt.					

Quelle: Datensätze III.1–III.3, vgl. Anhang III; eigene Berechnungen.

### c. Schätzergebnisse für das vollständige Nachfragesystem

Die bisherige Analyse bezog sich lediglich auf eine isolierte Schätzung der Dienstleistungsnachfrage, so daß nicht alle in einem interdependenten Nachfragesystem enthaltenen Informationen für die Schätzung genutzt wurden. Dies könnte als eine Ursache für die — von wenigen Ausnahmen abgesehen — eher geringe Überzeugungskraft der bislang ermittelten Ergebnisse angeführt werden. Deshalb wurde das gesamte hier betrachtete Nachfragesystem unter den Restriktionen der Adding-up, Homogenität und Symmetrie mit Hilfe des sogenannten "seemingly unrelated regression"-Verfahrens geschätzt. Ein System mit drei Gütern impliziert insgesamt  $3^2 + 3 = 12$  Nachfrageparameter, die sich bei Gültigkeit der Restriktionen der Nachfragetheorie auf  $(n-1)(1/2n+1) = 5$  frei zu schätzende Parameter reduzieren. Hier wurden dafür die Gleichungen für die Dienstleistungsnachfrage und die Nahrungsmittelnachfrage gewählt.

Diese Vorgehensweise ist auch aus Sicht der Kointegrationstheorie mehr oder weniger gut zu begründen, denn die Ergebnisse der Integrationstests deuten darauf hin, daß die Ausgaben für Nahrungsmittel ( $w_j$ ) für alle Haushaltstypen und für die Gesamtwirtschaft durchaus als  $I(1)$ -Variable modelliert werden

können (vgl. dazu die Tabellen V.1–V.5 in Anhang V). Ein CRDW-Kointegrationstest für die Nahrungsmittelnachfrage, der hier nicht gesondert aufgeführt wird, erbrachte praktisch dasselbe Ergebnis wie bei der Dienstleistungsnachfrage. Die Testwerte für die Kointegrationsregressionen der drei Haushaltstypen (mit und ohne Trendvariable) liegen zwischen 0,9 und 1,2, also im Unschärfbereich. Für die Gesamtwirtschaft scheint die Nahrungsmittelnachfrage in der hier spezifizierten Form dagegen keine Kointegrationsbeziehung zu sein, die Testwerte für beide Versionen der Kointegrationsregression liegen hier unter dem relevanten Wert von 0,7 (vgl. Tabelle IV.2 in Anhang IV). Dies mag damit zusammenhängen, daß bei Schätzungen für die Gesamtwirtschaft möglicherweise aufgrund der I(2)-Eigenschaften der beteiligten Zeitreihen nicht relative, sondern absolute Preise verwendet werden sollten. Eine solche Vorgehensweise stünde allerdings im Konflikt mit der ökonomischen Theorie, der an dieser Stelle gegenüber den relativ unsicheren kritischen Werten die größere Plausibilität beigemessen werden soll. Damit lautet das zu schätzende System (Gleichungen [C.99a]–[C.102b]):

$$[C.107a] \quad w_{si} = c_{si} + \alpha_{i3} tpcr + \alpha_{i4} rp_{fi} + \alpha_{i5} rp_{si}$$

$$[C.107b] \quad w_{fi} = c_{fi} + \beta_{i3} tpcr + \beta_{i4} rp_{fi} + \beta_{i5} rp_{si}$$

mit  $i = (\text{HH1, HH2, HH3, Gesamtwirtschaft})$  und  
 $\alpha_{i4} = \beta_{i5}$  (Symmetriestriktion).

Bei den Schätzungen für die Haushaltstypen 1 und 3 enthalten die beiden Nachfragegleichungen eine Dummy-Variable für den Strukturbruch nach 1985; die Nachfragegleichung für die Gesamtwirtschaft wurde, anders als in den vorhergehenden Abschnitten, grundsätzlich mit relativen Preisen geschätzt, wie es der Homogenitätsrestriktion entspricht. Analog zur Vorgehensweise in Abschnitt C.IV.a (Gleichungen [C.103]–[C.105]) kann man mit Hilfe der geschätzten Parameterwerte für  $\alpha_{ij}$  und  $\beta_{ij}$  die gesuchten Nachfrageelastizitäten bestimmen, wobei wiederum eine Version mit und eine ohne Trendvariable geschätzt wurde. Die Ergebnisse sind in Tabelle 24 enthalten.

Insgesamt betrachtet bestätigen diese Schätzungen den bislang wenig überzeugenden Befund: Die Eigenpreiselastizitäten ( $\epsilon_{ss}^*$ ) weisen in der Regel das falsche Vorzeichen auf, und die Ausgabenelastizität ( $\eta_s$ ) wird im wesentlichen davon bestimmt, ob die Schätzgleichung eine Trendvariable enthält oder nicht. Lediglich die Eigenpreiselastizität der Dienstleistungsnachfrage des Haushaltstyps 3 weist für beide Versionen das theoretisch vorhergesagte Vorzeichen auf; allerdings erhält man hier in der aus ökonomischer Sicht zunächst naheliegen-

Tabelle 24 — Nachfrageelastizitäten für das vollständig restringierte Modell<sup>a</sup>

	Mit einer Trendvariablen					Ohne Trendvariable				
	$\eta_s$	$\eta_f$	$\epsilon_{ss}^*$	$\epsilon_{ff}^*$	$\epsilon_{sf}^*$	$\eta_s$	$\eta_f$	$\epsilon_{ss}^*$	$\epsilon_{ff}^*$	$\epsilon_{sf}^*$
HH1	-0,01	0,52	0,08	0,36	0,31	2,56	-0,42	-0,39	1,06	0,18
HH2	0,79	-0,66	1,03	0,99	-1,13	1,33	-0,54	1,52	0,52	-1,43
HH3	0,42	-0,77	-0,97	-0,24	-0,17	1,51	-1,08	-0,04	0,25	-0,61
Gesamtwirtschaft	1,02	-0,02	0,03	-0,34	-0,05	1,60	0,11	-0,61	0,22	-0,35

<sup>a</sup>SUR-Schätzung unter den Restriktionen der Adding-up, Homogenität und Symmetrie (vgl. dazu Abschnitt C.II).

Quelle: Datensätze III.1–III.3, vgl. Anhang III; eigene Berechnungen.

-deren Version ohne Trendvariable eine positive Eigenpreiselastizität der Nahrungsmittelnachfrage ( $\epsilon_{ff}^*$ ). Zusammengenommen scheinen die Zeitreihenergebnisse für das statische Modell somit mehr Fragen aufzuwerfen als zu beantworten. Besonders erklärungsbedürftig ist dabei wohl zum einen, welche ökonomischen Faktoren für die Aufnahme einer Trendvariablen in die Schätzgleichungen sprechen könnten, und zum anderen, wie das Ergebnis einer positiven kompensierten Eigenpreiselastizität zustande kommen kann. Letzteres berührt Fragen nach einer möglichen dynamischen Fehlspezifikation und vor allem nach der Eigenschaft der schwachen Exogenität der verwendeten Regressoren.

#### d. Bewertung der Schätzergebnisse für das statische Modell

Bei der ökonomischen Interpretation der in der bisherigen Analyse mit Hilfe einer Trendvariablen erfaßten Zunahme der Dienstleistungsnachfrage rücken verschiedene soziodemographische Faktoren ins Bild, wie etwa die Verschiebungen der Bevölkerungsstruktur zugunsten der Altersgruppe der über 65-jährigen, die Abnahme der durchschnittlichen Haushaltsgröße sowie die Zunahme der Frauenerwerbstätigkeit. Diese Effekte dürften sich vor allem bei den Schätzungen für die Gesamtwirtschaft bemerkbar machen, und insbesondere die Verschiebungen der Altersstruktur könnten auch die Dienstleistungsnachfrage der drei Haushaltstypen beeinflussen.

So hat sich im Zeitraum 1961–87 beispielsweise der Anteil der Haushalte mit einem Haushaltsvorstand, der älter als 65 Jahre ist, von 20 auf 25 vH erhöht [Statistisches Bundesamt, a]. Der Anteil der 1-Personen-Haushalte stieg in die-

sem Zeitraum von 20 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 auf 13 vH [Statistisches Bundesamt, a].

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 auf 39 vH zurückging, nahm die Erwerbstätigenquote verheirateter Frauen mit Kindern unter 18 Jahren von 33 auf 41 vH zu [ibid.]. Die relativ konstante aggregierte Frauenerwerbsquote in der Bundesrepublik 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.<sup>94</sup>

Der Einfluß der soziodemographischen Variablen Alter, Haushaltsgröße und Frauenerwerbstätigkeit auf die Dienstleistungsnachfrage konnte z.T. in Abschnitt C.III nachgezeichnet werde, ohne daß allerdings eine quantitative Zurechnung auf einzelne Haushaltstypen anhand des verfügbaren Datenmaterials möglich gewesen wäre. Ob die in der Zeitreihenanalyse teilweise benutzte Trendvariable einzelne oder gar gemeinsame Effekte dieser Variablen widerspiegelt, läßt sich a priori allerdings nicht entscheiden.

Während eine positive Trendkomponente der Dienstleistungsnachfrage zunächst aber durchaus mit den empirischen Fakten zu harmonieren scheint, steht der Befund einer positiven (kompensierten) Eigenpreiselastizität<sup>95</sup> im klaren Widerspruch zu den Vorhersagen der Theorie des Haushalts, wonach kompensierte Nachfragefunktionen immer eine negative Steigung aufweisen müssen. Im Hinblick auf die bislang recht unbefriedigenden Schätzergebnisse könnte man also vermuten, daß entweder das hier zugrundeliegende statische Nachfra-

<sup>94</sup> Gerade für den Haushaltstyp Ehepaar mit Kindern wurden bei der Querschnittsanalyse (Abschnitt C.III) besonders hohe Ausgabenelastizitäten ermittelt.

<sup>95</sup> Kravis et al. [1983] ermitteln ebenfalls eine positive Eigenpreiselastizität der Dienstleistungsnachfrage für das Vereinigte Königreich 1968–78 und für die Vereinigten Staaten 1950–77 (GDP-Konzept); Hammes et al. [1989] ermitteln ohne Berücksichtigung der Frauenerwerbstätigkeit eine positive Eigenpreiselastizität der Dienstleistungsnachfrage für die Vereinigten Staaten 1950–82.

gemodell nicht in der Lage ist, den Einfluß der genannten soziodemographischen 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 belegen die empirischen Ergebnisse in Kravis et al. [1982], daß die These einer stabilen Präferenzordnung für höher aggregierte Gütergruppen wie die hier untersuchten Dienstleistungen selbst für einen internationalen Querschnitt nicht widerlegt werden kann. Danach würde also die aggregierte 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 eigentlich keine entscheidende Rolle spielen. Somit ist auf den ersten Blick nicht zu erkennen, daß das statische Modell der Dienstleistungsnachfrage eine grundsätzliche Fehlspezifikation beinhaltet, zumindest dann nicht, wenn es gelingt, den Einfluß der soziodemographischen 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 nicht die Ursache für die hier geschätzten positiven Eigenpreiselastizitäten der Dienstleistungsnachfrage in einem Identifikationsproblem<sup>96</sup> liegt.

<sup>96</sup> Als grundlegende Veröffentlichung zum Identifikationsproblem gilt Working [1927]. Einen historischen Überblick über die ersten Ansätze, die zur Lösung des Identifikationsproblems vorgeschlagen wurden, gibt Christ [1985]. Vgl. dazu auch die Anmerkung von Philips [1983, S. 95]: "... identification problems are ignored in

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. Bei der bisherigen Analyse ist beispielsweise stets postuliert worden, daß die (relativen) Preise und die realen Gesamtausgaben für den privaten Verbrauch schwach exogen für die Dienstleistungsmengen sind. Da Angebot und Nachfrage in der Regel Preise und Mengen simultan bestimmen, könnte hier eine Erklärung für die bislang unbefriedigenden Schätzungen für die Preiselastizitäten liegen.

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 liegen, die somit eindeutig identifiziert wäre.<sup>97</sup> 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 zum einen gewisse Vorstellungen darüber besitzen, in welcher Weise unberücksichtigte Variable die Angebots- und die Nachfragefunktion verschieben können, und zum anderen gilt es, die postulierte schwache Exogenität der verwendeten Regressoren zu überprüfen. Für die hier analysierten Datensätze für die Gesamtwirtschaft und die drei Haushaltstypen ergeben sich aus diesen Überlegungen ganz unterschiedliche Konsequenzen.

---

practice, whenever complete systems of demand equations (or several demand equations) are to be estimated".

<sup>97</sup> Die Nachfrage nach landwirtschaftlichen Produkten gilt beispielsweise als relativ stabil im Vergleich zu den Angebotsschwankungen, die zu einem großen Teil von nicht vorhersehbaren klimatischen Unregelmäßigkeiten verursacht werden. Deshalb ist die Nachfragekurve für landwirtschaftliche Produkte anhand der empirischen Daten relativ leicht zu identifizieren. Vgl. dazu als grundlegende Studie Schultz [1938].

Betrachtet seien wiederum die drei soziodemographischen 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. Man könnte versucht sein darüber zu spekulieren, daß die Dienstleistungsnachfrage von diesen exogenen Faktoren stärker beeinflusst wird als das Dienstleistungsangebot, so daß grundsätzlich eher eine Angebots- als eine Nachfragefunktion aus den empirischen Daten aufscheinen mag. Dazu würde letztlich auch die hier in einigen Fällen ermittelte positive Eigenpreiselastizität der gesamtwirtschaftlichen Dienstleistungsnachfrage passen. Nimmt man die ungeklärte Frage der schwachen Exogenität der Preise für die Mengen hinzu, überrascht es eigentlich kaum noch, daß insbesondere die gesamtwirtschaftliche Analyse wenig überzeugende Ergebnisse erbracht hat.

Diese Identifikationsprobleme kann man aus ökonomischer Sicht nicht einfach dadurch lösen, daß man die genannten soziodemographischen 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 eine Aufnahme dieser Variablen in den hier benutzten Schätzansatz aber 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 ins 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 soziodemographische 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 ge-

halten. 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 98,4 vH im Jahr 1965, 99,2 vH im Jahr 1975 und 96,7 vH im Jahr 1986 [Statistisches Bundesamt, c]. Damit scheidet die Zunahme der Frauenerwerbstätigkeit auch beim Haushaltstyp 3 als Determinante der Dienstleistungsnachfrage aus.

Von den bereits in Abschnitt C.III untersuchten soziodemographischen 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,
- das Durchschnittsalter verschiedener Sozialtypen innerhalb der Haushaltstypen im Zeitablauf auseinanderentwickelt oder
- das Gewicht von Sozialtypen mit unterschiedlichem Durchschnittsalter oder mit unterschiedlichem Ausgabenverhalten innerhalb der Haushaltstypen verändert.

Nach Angaben des Statistischen Bundesamtes<sup>98</sup> 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 Rentnerhepaaren, denn der Anteil der Sozialhilfeempfänger ging von

<sup>98</sup> Die folgenden Angaben sind beim Statistischen Bundesamt auf Anfrage zu erhalten.

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, so lange die Frage der schwachen Exogenität der relativen Preise vernachlässigt wird.

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 Durchschnittsalters unterscheiden. Rentnerhepaare werden im Durchschnitt älter sein als Sozialhilfeempfängerhepaare. Wenn diese Vermutung zutrifft, dann dürften die beiden Sozialtypen aber eine ganz unterschiedliche Dienstleistungsnachfrage aufweisen. Nach der Lebenszyklus-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 problematisch 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, b]. Deshalb könnte man vermuten, daß sich Arbeiter- und Angestelltenhaushalte des Haushaltstyps 2 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 Abschnitt C.III gezeigt hat — offenbar grundsätzlich in bezug auf die Dienstleistungsnachfrage unterscheiden, wobei die ausgeprägtesten Unterschiede gerade beim Haushaltstyp "Ehepaar mit Kindern" zu bestehen scheinen (Tabellen 11 und 14). 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 als 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, eine 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. Demnach ist bei Schätzungen für diesen Haushaltstyp die Aufnahme einer Trendvariablen aus ökonomischer Sicht weniger plausibel als bei den anderen Haushaltstypen. Hinzu kommt, daß die Querschnittsanalyse in Abschnitt C.III gezeigt hat, daß Angestellten- und Beamtenhaushalte des Typs "Ehepaar mit Kindern" ein recht ähnliches Ausgabenverhalten aufweisen (Tabelle 14). 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 Angestelltehepaar, aber 976 DM mehr als das entsprechende Arbeiterehepaar [Statistisches Bundesamt, b].

Insgesamt betrachtet wird die aggregierte Dienstleistungsnachfrage des Haushaltstyps 3 von den hier behandelten soziodemographischen 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 in der Regel nur für den Haushaltstyp 3 bei allen Schätzungen eine aus theoretischer Sicht konsistente negative Eigenpreiselastizität der Dienstleistungsnachfrage

ermittelt werden. Davon unberührt ist allerdings die Frage nach der Effizienz der Schätzungen, d.h. die Frage nach der schwachen Exogenität der verwendeten Regressoren. Die bei der Gesamtschätzung für das Nachfragesystem (Abschnitt C.IV.4.c) ermittelte positive Eigenpreiselastizität der Nahrungsmittelnachfrage des Haushaltstyps 3 würde so gesehen darauf hindeuten, daß sie nicht gegeben ist.

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 soziodemographischen Faktoren die Lage der Nachfragekurve zu beeinflussen scheint. Diese exogenen Variablen können aber aufgrund der Datenlage nicht hinreichend quantifiziert werden, und eine — aus theoretischer Sicht eher unplausible — lineare Trendvariable reicht möglicherweise nicht aus, um ihren Einfluß abzubilden.

Im folgenden Abschnitt soll nun mit Schätzungen alternativer Fehlerkorrekturmodelle überprüft werden, ob sich die bislang postulierte schwache Exogenität der (relativen) Preise in den benutzten Datensätzen wiederfinden läßt, denn diese Bedingung muß für eine effiziente Schätzung der Parameter des Nachfragesystems erfüllt sein.

## 5. Tests auf schwache Exogenität der Regressoren

Bei der bisherigen Analyse wurde stets die schwache Exogenität der relativen Preise ( $rp_s$ ,  $rp_f$ ) und der Gesamtausgaben für den privaten Verbrauch ( $tpcr$ ) für die Ausgabenanteile für Dienstleistungen ( $w_p$ ) postuliert (Gleichungen [99a]–[102b]). Diese Eigenschaft der Regressoren ist nötig, um eine effiziente Schätzung der relevanten Parameter zu gewährleisten. Zugelassen ist danach, daß eine Variable in einer Gleichung als exogen und in einer anderen als endogen betrachtet wird. Dabei ist das Konzept der schwachen Exogenität zu unterscheiden von dem üblicherweise bei Strukturgleichungen verwendeten Konzept der Vorherbestimmtheit (predetermined) bzw. der strikten Exogenität (strictly exogenous). Dies sei an einem Beispiel mit zwei Variablen [Maddala, 1988] erläutert:

$$[C.108] \quad y_t = \alpha_1 x_t + \beta_{11} y_{t-1} + \beta_{12} x_{t-1} + u_{1t}$$

$$[C.109] \quad x_t = \alpha_2 y_t + \beta_{21} y_{t-1} + \beta_{22} x_{t-1} + u_{2t}$$

mit  $u_{it} = \text{i.i.d.}$

Eine Variable auf der rechten Seite einer Gleichung ist dann als vorherbestimmt (predetermined) zu betrachten, wenn sie von den kontemporären und zukünftigen Fehlern dieser Gleichung unabhängig ist. Wenn sie darüber hinaus unabhängig von vergangenen Fehlern der Schätzgleichung ist, spricht man von strikter Exogenität (strictly exogenous). Wenn beispielsweise  $\alpha_2 = 0$  gilt, ist  $x_t$  vorherbestimmt (predetermined) für  $y_t$  in der ersten Gleichung; wenn  $\alpha_2 = 0$  und  $\beta_{21} = 0$  gilt, ist  $x_t$  strikt exogen für  $y_t$  in der ersten Gleichung. Falls nämlich  $\beta_{21} \neq 0$  gilt, hängt  $x_t$  über  $y_{t-1}$  von  $u_{1(t-1)}$  ab, so daß  $x_t$  in der ersten Gleichung nicht unabhängig von vergangenen Fehlern und somit nicht strikt exogen für  $y_t$  ist.

Dagegen erfordert die wesentlich weniger restriktive Eigenschaft der schwachen Exogenität der Variablen auf der rechten Seite einer Gleichung lediglich, daß keine nützlichen Informationen verloren gehen, wenn Regressoren benutzt werden, ohne ihren datenerzeugenden Prozeß zu berücksichtigen [Urbain, 1991]. Mit anderen Worten verzichtet man bei diesem Konzept darauf, Überkreuzbeziehungen wie im obigen Beispiel explizit zu modellieren, d.h., sie werden schlicht ignoriert.

Ob die Regressoren des hier betrachteten Nachfragemodells tatsächlich die eher weniger restriktive Eigenschaft der schwachen Exogenität aufweisen, ist insbesondere im Hinblick auf die relativen Preise a priori nicht vorherzusagen. Wenn (relative) Preise und Mengen simultan bestimmt werden, ist dies eigentlich nicht zu erwarten. Die bisherigen Schätzergebnisse können dann allerdings nicht konsistent sein, so daß die in den vorhergehenden Abschnitten ermittelten positiven kompensierten Eigenpreiselastizitäten auch von daher begründet sein mögen.

Engle und Granger [1987] haben ein besonders einfach zu implementierendes Testverfahren vorgeschlagen, mit dem die Hypothese der schwachen Exogenität der Regressoren geprüft werden kann. Im hier betrachteten Zusammenhang muß zunächst ein Fehlerkorrekturmodell (ECM) für die postulierte Nachfragebeziehung geschätzt werden. Dabei handelt es sich um die zweite Stufe des Engle-Granger-Verfahrens (Abschnitt C.IV.1.d). Zusätzlich werden alternative Formulierungen dieses ECM geschätzt, bei denen die in der ursprünglichen Version als schwach exogen betrachteten Variablen jeweils als endogene Variable spezifiziert werden.

Wenn sich der sogenannte Fehlerkorrekturterm in der ursprünglichen Version des Nachfragemodells als statistisch signifikant erweist, in den alternativen ECM aber nicht, dann können die in der ursprünglichen Version auf der rechten Seite der Schätzgleichung stehenden Variablen als schwach exogen betrachtet werden. Eine solche Spezifikation könnte demnach effizient geschätzt werden. Erweist sich der Fehlerkorrekturterm allerdings auch in Schätzungen der alternativen Modelle als statistisch signifikant, muß die Hypothese der schwachen

Exogenität der Regressoren des ursprünglichen Modells verworfen werden.<sup>99</sup> In einem solchen Fall müßte ein System simultaner Gleichungen geschätzt werden, um effiziente Parameterwerte zu erhalten, d.h., die ursprüngliche Gleichung kann dann offenbar nicht konsistent geschätzt werden, ohne Informationen über den datenerzeugenden Prozeß bestimmter Variablen auf der rechten Seite einer Gleichung zu berücksichtigen.

Für das hier betrachtete Nachfragemodell ergeben sich somit folgende Schätzggleichungen. Das ECM (mit jeweils einem Lag) für das AIDS-Nachfragemodell lautet (vgl. Gleichung [C.52]):

$$[C.110] \quad \Delta w_s = \alpha_1 \Delta tpcr + \alpha_2 \Delta rp_s + \alpha_3 \Delta rp_f + \alpha_4 zw_{s(t-1)}$$

mit  $\Delta$  als Differenzenoperator ( $\Delta i = i_t - i_{t-1}$ ) und  $zw_s$  als dem um eine Periode verzögerten Störterm aus der statischen Kointegrationsregression von  $w_s$  auf  $tpcr$ ,  $rp_s$  und  $rp_f$ . Die ECM für  $tpcr$ ,  $rp_s$  und  $rp_f$  lauten dementsprechend:

$$[C.111] \quad \Delta tpcr = \beta_1 \Delta w_s + \beta_2 \Delta rp_s + \beta_3 \Delta rp_f + \beta_4 ztpcr(t-1)$$

$$[C.112] \quad \Delta rp_f = \gamma_1 \Delta tpcr + \gamma_2 \Delta rp_s + \gamma_3 \Delta w_s + \gamma_4 zrp_f(t-1)$$

$$[C.113] \quad \Delta rp_s = \delta_1 \Delta tpcr + \delta_2 \Delta w_s + \delta_3 \Delta rp_f + \delta_4 zrp_s(t-1).$$

Für die Gesamtwirtschaft wurden zusätzlich noch ECM für die absoluten Preise ( $p_f$ ,  $p_g$ ,  $p_y$ ) geschätzt, und alle ECM wurden wiederum sowohl mit als auch ohne Trendvariable geschätzt. Die Ergebnisse sind in Tabelle 25 enthalten, in der die t-Werte für die geschätzten Koeffizienten  $\alpha_4$ ,  $\beta_4$ ,  $\gamma_4$  und  $\delta_4$  aufgeführt sind. Für die drei Haushaltstypen ist der Befund recht eindeutig:

- Die beiden relativen Preise  $rp_f$  und  $rp_s$  können *nicht* als schwach exogen für die Dienstleistungsnachfrage betrachtet werden, da der Fehlerkorrekturterm in ihrem ECM ( $\gamma_4$ ,  $\delta_4$ ) jeweils statistisch signifikant ist.
- Die Gesamtausgaben für den privaten Verbrauch ( $tpcr$ ) können als schwach exogen für die Dienstleistungsausgaben angesehen werden, da der Fehlerkorrekturterm für ihr ECM ( $\beta_4$ ) durchweg statistisch insignifikant ist.

<sup>99</sup> Diese Testprozedur sollte nur dann angewendet werden, wenn es — wie hier — lediglich um eine Schätzung der Langfristparameter geht. Für Testverfahren, mit denen auf schwache Exogenität der langfristigen *und* kurzfristigen Parameter getestet werden kann, vgl. Johansen [1990], Boswijk [1991] und Urbain [1991].

Tabelle 25 — Tests auf schwache Exogenität der Regressoren der AIDS-Dienstleistungsnachfrage<sup>a</sup>

Abhängige Variable	HH1		HH2		HH3		Gesamtwirtschaft			
	b	c	b	c	b	c	b	c	b	c
$\Delta w_s$	-3,92	-2,90	-3,93	-3,58	-3,35	-1,76**	-3,18	-3,05*	-3,76*	-1,75**
$\Delta p_{cr}$	-1,43	-1,75	-0,45	-1,12	-1,41	0,05	-2,36*	-2,58*	-0,77	-1,30
$\Delta p_f$	-3,07*	-3,28*	-2,81*	-3,15*	-2,14*	-2,15*	-	-	-2,93*	-2,31*
$\Delta p_s$	-2,14*	-1,76**	-3,36*	-3,36*	-2,56*	-2,83*	-	-	-2,03**	-0,82
$\Delta p_j$	-	-	-	-	-	-	-3,50*	-3,45*	-	-
$\Delta p_g$	-	-	-	-	-	-	-3,12*	-3,12*	-	-
$\Delta p_z$	-	-	-	-	-	-	-3,36*	-3,43*	-	-

(\*\*) Statistisch signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 (10) vH. — <sup>a</sup>t-Werte des Fehlerkorrekturterms des Engle-Granger-ECM (Gleichungen [C.110]–[C.113]); zur Erläuterung vgl. Text. — <sup>b</sup>Geschätzt mit einer Trendvariablen im Fehlerkorrekturterm. — <sup>c</sup>Geschätzt ohne Trendvariable im Fehlerkorrekturterm.

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

Für die Gesamtwirtschaft ist der Befund weniger eindeutig. Legt man den Tests die nach den Ergebnissen der Integrationstests favorisierte Spezifikation mit den absoluten Preisen zugrunde, dann scheint keine der betrachteten Variablen schwach exogen für eine andere zu sein, da sich alle Koeffizienten der alternativen Fehlerkorrekturterme ebenfalls als statistisch signifikant erweisen — und zwar unabhängig davon, ob eine Trendvariable in der Schätzgleichung enthalten ist oder nicht. Demgegenüber führt die nach den theoretischen und empirischen Vorgaben plausibelste Spezifikation mit den relativen Preisen (Homogenitätsrestriktion) und der Trendvariablen (zur Kontrolle der soziodemographischen Strukturverschiebungen) zu demselben Befund wie bei den Haushaltstypen, d.h. die Gesamtausgaben für den privaten Verbrauch sind schwach exogen für die Dienstleistungsausgaben, die relativen Preise sind es nicht.

Demnach können die bisher ermittelten Parameterwerte kaum als konsistent betrachtet werden. Konsistente Parameterwerte kann man offenbar nur über die Schätzung eines Modells erhalten, das die Dienstleistungsausgaben *und* die relativen Preise als endogene Variable enthält. Ein solcher Ansatz wird im folgenden auch für die Gesamtwirtschaft geschätzt, obwohl die Testergebnisse auf schwache Exogenität hier nicht eindeutig sind. Die Begründung dafür ist, daß die Testgleichung, die im Einklang mit einer solchen Vorgehensweise steht, aus theoretischer Sicht durchaus als plausibel erscheint. Die Ergebnisse für die

Gesamtwirtschaft sollten aber stets mit besonderer Vorsicht interpretiert werden, da keineswegs feststeht, daß sich die beobachteten soziodemographischen Strukturverschiebungen (Abschnitt C.IV.4.d) mit Hilfe einer einfachen Trendvariablen adäquat abbilden lassen.

## 6. Elastizitätsschätzungen für ein Modell simultaner Gleichungen

Wenn lediglich die Gesamtausgaben für den privaten Verbrauch als schwach exogen für die Dienstleistungsausgaben betrachtet werden können, müssen die relativen Preise für eine effiziente Schätzung der Dienstleistungsnachfrage instrumentiert werden. Dem erörterten Modell des Strukturwandels zufolge (Kapitel B) kommen dafür beispielsweise die (relativen) Fortschrittsraten der Produktivität in Betracht. Wenn ein solcher Ansatz auch für eine dynamische Spezifikation geschätzt werden soll, nicht zuletzt um die statistische Signifikanz der ermittelten Parameterwerte beurteilen zu können, muß bei dem einstufigen Wickens-Breusch-Verfahren (Abschnitt C.IV.1.d) darüber hinaus die auf der rechten Seite der Schätzgleichung enthaltene erste Differenz der "endogenen" Variablen instrumentiert werden.

Dazu könnte man beispielsweise die verzögerte endogene Niveauvariable benutzen, die mit dem Störterm nicht kontemporär korreliert ist [Hansen, 1991]. Zu bedenken ist dabei allerdings, daß zwischen der ersten Differenz ( $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ ) und dem verzögerten Niveau dieser Variablen ( $y_{t-1}$ ) beispielsweise dann keine Korrelation besteht, wenn es sich bei  $y_t$  um den Grenzfall eines integrierten Prozesses (I(1)) handelt. Gerade dies scheint aber nach den Ergebnissen der Integrationstests eine Hypothese zu sein, die eine gewisse Plausibilität besitzt.

Beim zweistufigen Engle-Granger-Verfahren (Abschnitt C.IV.1.d) entfällt die Suche nach einer geeigneten Instrumentvariablen für die verzögerte Endogene, weil die Langfristparameter und die Kurzfristparameter separat geschätzt werden. Dabei muß man aber in Kauf nehmen, daß die Langfristparameter aus einer Regression mit autokorrelierten Residuen stammen, was gerade bei den vorliegenden geringen Stichprobengrößen zu ineffizienten Schätzungen führen kann. Das aber heißt, daß die Super-Konsistenz des OLS-Schätzers [Stock, 1987] hier keineswegs grundsätzlich vorausgesetzt werden darf.

Um die statistische Signifikanz der Parameterschätzungen von integrierten Variablen beurteilen zu können, müssen die Autokorrelation der Residuen und mögliche Endogenitätsprobleme, die beide konventionelle t-Tests verzerren, beseitigt werden. Phillips und Loretan [1991] diskutieren dazu mehrere Gleichungs-Methoden, die alle zu asymptotisch effizienten Schätzungen der

langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen führen. Unter Praktikabilitäts Gesichtspunkten erscheint dabei das nichtlineare "single equation error correction"-Modell (SEECM)<sup>100</sup> als aussichtsreichster Kandidat. Die für diesen Ansatz vorgeschlagene Kombination von speziellen Eigenschaften — eine nichtlineare Schätzung, die Modellierung der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung, die Aufnahme von vor- (leads) und nachgelagerten (lags) Differenzen der exogenen Variablen — stellt sicher, daß konventionelle t-Tests auf die geschätzten Parameterwerte angewendet werden können. Wie sich mit Hilfe algebraischer Umformungen zeigen läßt, kann die letztlich zu schätzende Gleichung wiederum aus dem allgemeinen dynamischen Modell (Gleichung [C.44]) hergeleitet werden [Phillips, Loretan, 1991]. Bei maximal 30 Beobachtungen stößt man aber sehr schnell an die Grenzen der Anwendbarkeit dieses Ansatzes. Hinzu kommt, daß bei nichtlinearen Schätzungen häufig Konvergenzprobleme auftreten, d.h. die Ergebnisse reagieren möglicherweise sehr sensibel auf die vorgegebenen Anfangswerte des iterativen Verfahrens.<sup>101</sup>

Festzuhalten bleibt, daß die verschiedenen dynamischen Schätzverfahren für Ein-Gleichungs-Modelle im hier betrachteten Zusammenhang allesamt nicht vollständig überzeugen können. Dies gilt selbst dann, wenn die Regressoren, die die Eigenschaft der schwachen Exogenität nicht aufweisen, durch geeignete Variable instrumentiert werden können. Mit dem Wickens-Breusch-Verfahren erhält man zwar interpretationsfähige Standardfehler der geschätzten Koeffizienten, die Wahl eines geeigneten Instruments für die erste Differenz der "endogenen" Variablen erscheint aber eher als ad hoc; das zweistufige Engle-Granger-Verfahren kommt zwar ohne eine solche Instrumentvariable aus, liefert aber keine interpretationsfähigen Standardfehler für die geschätzten Werte der Langfristparameter; der Ansatz von Phillips und Loretan liefert zwar interpretationsfähige Standardfehler und vermeidet das (spezielle) Instrumentvariablenproblem, führt aber vermutlich zu wenig robusten Ergebnissen. Als Ausweg aus diesem Dilemma bietet sich gerade für den hier behandelten Fall der Nachfrageanalyse ein Rückgriff auf eine Systemschätzung an. Dies hat nicht zuletzt den zusätzlichen Vorteil, daß den Daten die Restriktion der Symmetrie (Abschnitt C.II) auferlegt werden kann, so daß der Informationsgehalt

<sup>100</sup> Das SEECM wird insbesondere von Hendry [1987] als Richtschnur für die empirische Analyse favorisiert, weil mit diesem Ansatz alternative Charakterisierungen der Daten abgebildet werden können, die wiederum alternative Modellvarianten enthalten mögen und somit einen Test auf die Robustheit der geschätzten Parameterwerte gestatten.

<sup>101</sup> Schätzungen mit diesem Ansatz, der alternativ restringiert werden mußte, ergaben teilweise statistisch signifikante Koeffizienten mit dem falschen Vorzeichen, beispielsweise für die modellierte Gleichgewichtsbeziehung (vgl. dazu Tabelle VI.1 in Anhang VI).

der Daten für die verbleibenden frei zu schätzenden Parameter besser genutzt wird.

Das vollständige AIDS-Nachfragesystem für die hier betrachtete 3-Güter-Welt mit den Restriktionen der Adding-up, der Homogenität und der Symmetrie (vgl. dazu Abschnitt C.II.2) lautet:

$$[C.114] \quad w_s = c + \alpha_1 tpcr + \alpha_2 rp_s + \alpha_3 rp_f$$

$$[C.115] \quad w_f = c + \beta_1 tpcr + \alpha_3 rp_s + \beta_3 rp_f.$$

Die beiden endogenen Variablen der rechten Seite ( $rp_s, rp_f$ ) sollen durch Kennziffern für die relative Produktivitätsentwicklung instrumentiert werden, also zum einen durch die Produktivitätsentwicklung des Dienstleistungssektors gegenüber dem Industriegütersektor ( $pro_s$ ) und zum anderen durch die Produktivitätsentwicklung des Nahrungsmittelsektors gegenüber dem Industriegütersektor ( $pro_f$ ).<sup>102</sup>

$$[C.116] \quad rp_s = c + \gamma_1 w_s + \gamma_2 pro_s$$

$$[C.117] \quad rp_f = c + \delta_1 w_f + \delta_2 pro_f.$$

Das Gesamtsystem [C.114] bis [C.117] enthält vier endogene ( $w_f, w_s, rp_s, rp_f$ ) und drei exogene Variable ( $tpcr, pro_s, pro_f$ ). Um zu überprüfen, ob alle Gleichungen identifiziert sind, sei das Gesamtsystem in Matrixform dargestellt [Maddala, 1988]. Dabei zeigt eine 1 an, daß die betreffende Variable in der Gleichung enthalten ist, und eine 0, daß sie nicht enthalten ist. Diese Matrix lautet [C.118]:

Gleichung	$w_s$	$w_f$	$rp_s$	$rp_f$	$tpcr$	$pro_s$	$pro_f$
[C.114]	1	0	1	1	1	0	0
[C.115]	0	1	1	1	1	0	0
[C.116]	1	0	1	0	0	1	0
[C.117]	0	1	0	1	0	0	1

Das Rang-Kriterium liefert eine notwendige und hinreichende Bedingung für die Identifikation der einzelnen Gleichungen des Gesamtsystems. Nach Maddala [1988] bestimmt man das Rang-Kriterium einer Gleichung, indem

<sup>102</sup> Vgl. zur Konstruktion der Kennziffern Abschnitt C.I und Anhang I.

man die dieser Gleichung entsprechende Zeile der Matrix für das Gesamtsystem [C.118] eliminiert und dann nur diejenigen Spalten betrachtet, bei denen in der gelöschten Zeile Nullen stehen. Wenn die daraus resultierende Submatrix bei  $g$  endogenen Variablen des Gesamtsystems  $(g-1)$  Spalten und Zeilen aufweist, die nicht vollständig mit Nullen besetzt sind, ist die betrachtete Gleichung identifiziert; anderenfalls ist sie es nicht.

Nach dem Rang-Kriterium erhält man für die einzelnen Gleichungen des Gesamtsystems folgende Submatrizen:

für [C.114]:	1	0	0	für [C.116]:	0	1	1	0
	0	1	0		1	1	1	0
	1	0	1		1	1	0	1
für [C.115]:	1	0	0	für [C.117]:	1	1	1	0
	1	1	0		0	1	1	0
	0	0	1		1	1	0	1

Alle Submatrizen haben (mindestens)  $(g-1) = 3$  Spalten und Zeilen, die nicht vollständig mit Nullen besetzt sind. Somit sind alle Gleichungen des Systems [C.114]–[C.117] identifiziert. Dabei garantiert dieses rein statistische Konzept der Identifikation natürlich nicht, daß die Nachfrageparameter mit einer geringen Varianz geschätzt werden. Dies ist selbst dann nicht der Fall, wenn die zu schätzende Gleichung überidentifiziert ist; und umgekehrt könnte man sogar die Schätzung einer nicht identifizierten Gleichung mit OLS rechtfertigen, wenn nur alle relevanten Variablen in der Schätzgleichung enthalten sind und die Varianz des Störterms deshalb recht klein wird. Anders gewendet, wenn die Nachfragekurve stärker schwankt als die Angebotskurve und nicht alle Determinanten der Nachfrage in der zu schätzenden Gleichung kontrolliert werden, dann bietet auch die Erfüllung des Rang-Kriteriums noch keine Gewähr dafür, daß tatsächlich eine Nachfragekurve geschätzt wird.

Für die folgende empirische Analyse wurde das System der Gleichungen [C.114]–[C.117] sowohl in der statischen als auch in der dynamischen Version geschätzt, wobei die dynamische Version als Bewley-transformierte Gleichungen (Abschnitt C.IV.1.d) modelliert wurde. Abermals wurde sowohl eine Variante mit als auch eine Variante ohne Trendvariable geschätzt; die Schätzungen für den Haushaltstyp 1 und für den Haushaltstyp 3 enthalten wie bisher auch eine Dummy-Variablen für den Strukturbruch nach 1985.

Tabelle VI.2 in Anhang VI enthält die geschätzten Koeffizienten der hier interessierenden Parameter der Dienstleistungsnachfrage in zusammengefaßter Form. Dabei dienen die Schätzergebnisse für das statische Modell als Referenzsystem. Geprüft werden soll, ob die dynamische Spezifikation wesentlich ande-

re Ergebnisse erbringt, oder ob das statische Modell der Dienstleistungsnachfrage, so wie in Abschnitt C.IV.4.d erörtert, doch eine gewisse Plausibilität besitzt. Dabei werden auch für das statische Modell die mit Hilfe der System-schätzung ermittelten t-Werte ausgewiesen, was aufgrund der mit dem System-schätzer verbundenen Berücksichtigung der Endogenitätsprobleme als gerechtfertigt erscheint.

Die auf Basis dieser Anhangtabelle gemäß den Gleichungen [C.103] und [C.104] (Abschnitt C.IV.4.a) berechneten Ausgaben- und Eigenpreiselastizitäten sind in Tabelle 26 enthalten. Dabei wurde so vorgegangen, daß lediglich statistisch signifikante Parameterwerte benutzt wurden, um die gesuchten Elastizitäten zu ermitteln. Für statistisch insignifikante Parameterwerte wurde jeweils der Wert 0 benutzt, so daß man in diesen Fällen für die Ausgabenelastizität ( $\eta_j$ ) den Wert 1 und für die Eigenpreiselastizität ( $\epsilon_{jj}^*$ ) den Wert des Ausgabenanteils des jeweils betrachteten Gutes minus 1 erhält (vgl. Gleichungen [C.103] und [C. 104]).

Mit Ausnahme der Schätzungen für den Haushaltstyp 1 zeigen sich keine grundlegenden Unterschiede zwischen den Ergebnissen für das statische und das dynamische Modell. Beeinflußt werden die Ergebnisse offenbar vielmehr davon, ob das Modell eine Trendvariable enthält. Die Trendvariable erwies sich in allen Fällen als statistisch signifikant (Tabelle VI.2 in Anhang VI), d.h., aus statistischer Sicht wird ein Modell mit Trend präferiert. Demnach scheinen Modelle ohne Trendvariable zumindest nicht vollständig spezifiziert zu sein. Dieser Befund steht im Einklang mit den Ergebnissen der Kointegrationstests (Abschnitt C.IV.3.c).

Bei den Schätzungen für die Modelle ohne Trendvariable erhält man für die statistisch signifikanten Parameterwerte entweder theoretisch unplausible Elastizitäten, wie etwa für die (positive) Eigenpreiselastizität bei dem Haushaltstyp 3, oder Elastizitäten in eher unwahrscheinlichen Größenordnungen, wie etwa für die Ausgabenelastizitäten beim Haushaltstyp 1 (dynamisches Modell) und für die Gesamtwirtschaft. Demgegenüber erhält man bei den Schätzungen für die Modelle mit einer Trendvariablen durchweg statistisch insignifikante Parameterwerte bzw. abermals eine positive Eigenpreiselastizität beim Haushaltstyp 2. Bei den Schätzungen mit einer Trendvariablen findet man keine Evidenz für eine ausgabenelastische Dienstleistungsnachfrage; für den Haushaltstyp 3 findet man eine statistisch signifikante ausgabenunelastische Dienstleistungsnachfrage. Bemerkenswert ist, daß sich dieser Befund für die Ausgabenelastizität bereits aufgrund der Ergebnisse für das statische Ein-Gleichungs-Modell (Tabelle 20) sowie für das vollständig restringierte statische Nachfragemodell (Tabelle 24) abzeichnete.

Tabelle 26 — Elastizitäten der Dienstleistungsnachfrage für Modelle simultaner Gleichungen<sup>a</sup>

	Statisches Modell		Dynamisches Modell	
	ohne Trend	mit Trend	ohne Trend	mit Trend
HH1				
$\eta_s$	1	1	2,40*	1
$\varepsilon_{ss}^*$	-0,63	-0,63	-0,63	-0,63
HH2				
$\eta_s$	1	1	1	1
$\varepsilon_{ss}^*$	-0,67	1,45*	-0,67	1,33*
HH3				
$\eta_s$	0,58*	0,30*	0,43*	0,30*
$\varepsilon_{ss}^*$	0,90*	-0,62	1,10*	-0,62
Gesamt				
$\eta_s$	2,20*	1	2,04*	1
$\varepsilon_{ss}^*$	-5,01*	-0,64	-2,71*	-0,64

\*Basiert auf statistisch signifikanten Parameterwerten der Schätzgleichung. — <sup>a</sup>Zur Erläuterung vgl. Text.

Quelle: Tabelle VI.2, vgl. Anhang VI; eigene Berechnungen.

Insgesamt betrachtet erhält man somit auch anhand einer Schätzung eines Modells simultaner Gleichungen Ergebnisse, die sowohl aus theoretischer (falsche Vorzeichen) als auch aus statistischer Sicht (insignifikante Parameterwerte) wenig überzeugen können. Grundsätzlich scheinen die Daten eher mit einem Modell kompatibel zu sein, das eine Trendvariable enthält. Modelle ohne Trendvariable wären demnach als eine Fehlspezifikation zu betrachten, was eine Erklärung für die dort geschätzten statistisch signifikanten falschen Vorzeichen sein mag. Was sich letztlich im einzelnen aus ökonomischer Sicht hinter der modellierten Trendvariablen verbirgt, konnte aufgrund der Datenlage nicht explizit getestet werden. Möglich ist, daß hier der Einfluß einer Reihe von soziodemographischen Faktoren aufscheint, so wie es die im Abschnitt C.IV.4.d angestellten Überlegungen nahelegen. Allerdings erweist sich das Modell mit einer Trendvariablen hier auch für den Haushaltstyp 3 als das aus statistischer Sicht angemessene, was mit Hilfe der genannten soziodemographi-

schen Faktoren eher nicht zu begründen ist. Festzuhalten bleibt, daß sich anhand der aus statistischer Sicht präferierten Modelle keine Evidenz für eine ausgabenelastische Dienstleistungsnachfrage nachweisen läßt.

## 7. Fazit

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, 1985a]. Danach nimmt die Dienstleistungsnachfrage mit steigenden Gesamtausgaben für den privaten Verbrauch überproportional zu, mit steigenden relativen Dienstleistungspreisen aber nur unterproportional ab. Die zusammengefaßte Zeitreihenevidenz für die Bundesrepublik Deutschland deutet jedoch eher darauf hin, daß die Dienstleistungsnachfrage ausgabenunelastisch reagiert, die Nachfragehypothese also verworfen werden muß.

Im Mittelpunkt der Zeitreihenanalyse stand das in jüngster Zeit entwickelte Konzept der Kointegration. Die methodischen Vorteile dieses Konzepts im Vergleich zur bislang üblichen Vorgehensweise können insbesondere im Zusammenhang mit einem theoretisch fundierten Nachfragemodell gewinnbringend für die empirische Arbeit genutzt werden. Mit anderen Worten, das Konzept der Kointegration kann ganz erheblich zur Praktikabilität der empirischen Analyse beitragen, so etwa, wenn sich Informationen über die stochastischen und die deterministischen Eigenschaften der betrachteten Zeitreihen in Restriktionen für das zu schätzende Modell umsetzen lassen.

Das Ergebnis der in Abschnitt C.IV.2.b durchgeführten Integrationstests war beispielsweise, daß die anhand der theoretisch vorgegebenen AIDS-Nachfragegleichung identifizierten Regressoren zum Teil unterschiedliche stochastische Eigenschaften aufweisen. Diese statistischen Informationen konnten, wiederum in Verbindung mit dem theoretischen Modell, so interpretiert werden, daß den Schätzungen die Restriktion der Homogenität auferlegt werden sollte. Diese Konsequenz der Integrationstests ist für sich genommen bemerkenswert, weil bislang in vielen Nachfrigestudien die empirische Ablehnung der Restriktion der Homogenität eher die Regel als die Ausnahme war.

Darüber hinaus lieferten die Integrationstests Belege dafür, daß die zu schätzende Kointegrationsregression eine deterministische Trendvariable enthalten sollte. Dieser statistische Befund deckt sich mit den Ergebnissen der Querschnittsanalyse, wo der Einfluß verschiedener soziodemographischer Faktoren auf die Dienstleistungsnachfrage nachgezeichnet werden konnte.

Die Kointegrationsschätzungen (Abschnitt C.IV.3.c) erbrachten je nach Testverfahren unterschiedliche Ergebnisse. Insgesamt betrachtet kann man wohl aber davon sprechen, daß für die theoretisch vorgegebene AIDS-Nachfragegleichung die Hypothese einer langfristig stabilen Gleichgewichtsbeziehung nicht verworfen werden kann. Die theoretische Vorgabe und die empirische Evidenz scheinen hier somit a priori miteinander kompatibel zu sein. Dieser Befund liefert die Rechtfertigung dafür, die gesuchten Elastizitäten anhand des vorgegebenen Modells zu bestimmen.

Geschätzt wurden die Elastizitäten der Dienstleistungsnachfrage für alternative Modelle, die sich hinsichtlich der Berücksichtigung einer Trendvariablen, der auferlegten theoretischen Restriktionen, der Modellierung der Dynamik sowie der Berücksichtigung von endogenen Regressoren unterscheiden. Dabei zeigte sich bei den meisten Datensätzen eine gewisse Instabilität der Ergebnisse. Im Grunde kann man nur für einen besonderen Haushaltstyp, der als relativ homogen gelten kann, von einem einigermaßen robusten Resultat sprechen. Festzuhalten bleibt also, daß sich im Gegensatz zur Nachfragehypothese des Strukturwandels anhand der hier untersuchten Zeitreihendaten praktisch keine Evidenz für eine ausgabenelastische Dienstleistungsnachfrage nachweisen läßt. Zusammengenommen scheint der empirische Befund eher darauf hinzudeuten, daß die Dienstleistungsnachfrage ausgabenunelastisch reagiert. Dieses Zeitreihen-Ergebnis stützt die Argumente, die gegen den Querschnittsbefund einer ausgabenelastischen Dienstleistungsnachfrage für vergleichbare Haushaltstypen angeführt wurden (Abschnitt C.III.5).

## D. Schlußfolgerungen

Alle empirische Evidenz deutet darauf hin, daß wirtschaftliches Wachstum und sektoraler Strukturwandel langfristig gesehen in einem sehr engen Zusammenhang stehen. Dabei ist der Strukturwandel der letzten Jahrzehnte in immer stärkerem Maße von einer relativen Expansion der Dienstleistungsbeschäftigung geprägt worden. Das Tempo dieses Strukturwandels mag von Land zu Land unterschiedlich ausfallen, bemerkenswert ist aber, daß die Richtung überall dieselbe ist. Inzwischen haben einige der reichsten Länder, wie etwa die Vereinigten Staaten, bereits einen Beschäftigungsanteil des Dienstleistungssektors von rund 80 vH erreicht. Diese positive Korrelation zwischen dem durchschnittlichen Pro-Kopf-Einkommen eines Landes und der relativen Bedeutung seiner Dienstleistungsbeschäftigung kann als eine gesicherte Erkenntnis der empirischen Wirtschaftsforschung gelten.

Aber nicht nur für die sektorale Beschäftigungsentwicklung, sondern auch für die sektorale Preisentwicklung und für die sektorale Mengenentwicklung, also zusammengenommen für die Verschiebung von Wertschöpfungs- und Ausgabenanteilen, lassen sich, wenn auch weniger stark ausgeprägt, gewisse Regelmäßigkeiten beobachten. Nimmt man alle verfügbaren empirischen Befunde zusammen, dann können die stilisierten Fakten des Strukturwandels in der Weltwirtschaft etwa folgendermaßen zusammengefaßt werden: Die Beschäftigungsanteile des Dienstleistungssektors nehmen im Verlauf des wirtschaftlichen Wachstums kontinuierlich zu, der relative Dienstleistungspreis steigt, und die Mengenstruktur bleibt weitgehend unverändert. Diese stark vereinfachten generellen Tendenzen werden bislang in der Regel mit zwei Hypothesen erklärt: der Produktivitätshypothese und der Nachfragehypothese. Danach verläuft der Produktivitätsfortschritt im Dienstleistungssektor grundsätzlich langsamer als in anderen Sektoren, und die Dienstleistungsnachfrage ist durchweg einkommens- bzw. ausgabenelastisch.

In dieser Arbeit wurde zunächst ein Modell vorgestellt, das mit Hilfe der Produktivitäts- und der Nachfragehypothese die stilisierten Fakten des Strukturwandels reproduzieren kann. Das Modellergebnis zeigt, daß die Reproduktion der stilisierten Fakten bei gegebener Evidenz für die Produktivitätshypothese nicht nur von der Ausgabenelastizität der Dienstleistungsnachfrage abhängt, wie es die Nachfragehypothese impliziert, sondern auch von der Preiselastizität. Dieser Aspekt ist in der wirtschaftswissenschaftlichen Literatur zum Thema Strukturwandel bislang wenig beachtet worden. Die Modellergebnisse zeigen auch, daß Modellwelt und Realität nur für ganz bestimmte Parameterwerte in Übereinstimmung zu bringen sind. Welche numerischen Werte für die Nach-

frageparameter dabei als plausibel gelten können, ist eine rein empirische Frage, denn die Theorie des Haushalts liefert keine Begründung dafür, welche Nachfragen beispielsweise als ausgabenelastisch zu betrachten sind und welche nicht. Man kann allerdings mit Hilfe der Nachfragetheorie zeigen, daß nicht alle Parameterkonstellationen miteinander kompatibel sind, so daß das vorgestellte Modell letztlich eine sehr scharfe empirische Hypothese liefert: Nur wenn die Ausgabenelastizität der Dienstleistungsnachfrage größer als Eins ist, stimmt die Modellwelt mit den stilisierten Fakten des Strukturwandels überein.

Im empirischen Teil der Arbeit wurde versucht, Anhaltspunkte für die Größenordnung der Preis- und der Ausgabenelastizität der Dienstleistungsnachfrage zu gewinnen. Diese Analysen wurden mit Hilfe des AIDS vorgenommen, das wie nur wenige andere Nachfragemodelle die Eigenschaften der theoretischen Konsistenz und der empirischen Praktikabilität in sich vereint. Hinzu kommt aus methodischer Sicht, daß sich das in jüngster Zeit im Rahmen der Zeitreihenanalyse entwickelte Konzept der Kointegration gerade für die hier angestellten Nachfrageschätzungen in vielfältiger Weise anwenden läßt, so etwa um theoretisch motivierte Parameterrestriktionen statistisch zu begründen oder um die Robustheit der Ergebnisse für die Elastizitäten zu überprüfen. Damit kann die derzeit bestehende Kluft zwischen den reinen Zeitreihenverfahren und den theoretisch fundierten klassischen ökonometrischen Verfahren wenn auch nicht überbrückt, so doch etwas verringert werden.

Ob die Dienstleistungsnachfrage eher ausgabenelastisch oder eher unelastisch ist, läßt sich anhand der vorgelegten Ergebnisse nicht mit letzter Sicherheit belegen, da das statistische Material nur selten die Anforderungen der ökonometrischen Verfahren erfüllt, ganz zu schweigen von den (nachfrage-) theoretischen Anforderungen. Das heißt allerdings nicht, daß jede empirische Analyse von vornherein zum Scheitern verurteilt wäre. In dieser Arbeit wurde eine durchweg pragmatische Vorgehensweise verfolgt, derzufolge — beschränkt auf Daten für die Bundesrepublik Deutschland — ein möglichst breites Spektrum unterschiedlicher statistischer Quellen und unterschiedlicher empirischer Modelle benutzt wurde, um so vielleicht zu einem mehr oder weniger robusten Ergebnis zu kommen. Dabei kann es selbstverständlich nicht darum gehen, "wahre" Zusammenhänge oder "korrekte" Ergebnisse zu bestimmen, sondern lediglich darum, Theorien und Modelle zu finden, die ein gewisses Verständnis der Wirklichkeit gestatten — und unter Umständen Möglichkeiten aufzeigen, wie diese Wirklichkeit zu beeinflussen wäre.

Unter Berücksichtigung dieser grundsätzlichen Vorbehalte können die Ergebnisse des empirischen Teils der Arbeit so interpretiert werden, daß sich keine Evidenz für eine ausgabenelastische Dienstleistungsnachfrage abzeichnet. Mehr noch, für einen relativ homogenen Haushaltstyp konnte im Gegensatz dazu relativ robuste Evidenz für eine ausgabenunelastische Dienstleistungsnach-

frage produziert werden, so daß die Nachfragehypothese des Strukturwandels als falsifiziert gelten kann.

Dieser Befund falsifiziert auch das hier vorgestellte Modell des Strukturwandels, das die stilisierten Fakten des Strukturwandels nur bei einer ausgabenelastischen Dienstleistungsnachfrage reproduzieren kann. Dem Modellergebnis zufolge hätte sich beispielsweise die sektorale Mengenstruktur bei einer ausgabenunelastischen Dienstleistungsnachfrage zu Lasten des Dienstleistungssektors verschieben müssen, was aller empirischen Evidenz widerspricht.

Ein solches Resultat muß auf den ersten Blick unbefriedigend wirken. Zu bedenken ist aber, daß die empirische Analyse ohne dieses einfache Modell des Strukturwandels nicht auf die Bestimmung der Nachfrageelastizitäten konzentriert worden wäre. Zu fragen ist deshalb vielmehr, wie man das Ergebnis einer ausgabenunelastischen Dienstleistungsnachfrage ohne das vorliegende Modell eingeordnet hätte. Offensichtlich ist, daß man auch ohne das Modell die Nachfragehypothese verworfen hätte. Weniger offensichtlich ist aber, daß man ohne das letztlich gescheiterte Modell, das sozusagen den Stand der derzeitigen wissenschaftlichen Diskussion widerspiegelt, bemerkt hätte, daß die damit verbleibende Produktivitätshypothese nicht ausreicht, um die stilisierten Fakten zu erklären.

Die in dieser Arbeit gefundenen empirischen Ergebnisse liefern erste Hinweise dafür, weshalb das einfache Modell des Strukturwandels verworfen werden muß. Offenbar spielen neben den Ausgaben (dem Einkommen) und den relativen Preisen, den beiden modellimmanenten Erklärungsfaktoren der Dienstleistungsnachfrage, noch eine Reihe von soziodemographischen Faktoren eine gewichtige Rolle, wie etwa das Alter des Haushaltsvorstands, die Haushaltsgröße, die Kinderzahl pro Haushalt und nicht zuletzt das Erwerbsverhalten der Frauen. Alle diese gesamtwirtschaftlich bedeutsamen Variablen, die zum Teil selbst wiederum von der Entwicklung der Einkommen und der relativen Preise beeinflusst sein mögen, sind in dem hier diskutierten Modell des Strukturwandels nicht enthalten. Um ihre mögliche Bedeutung für eine Erklärung des Strukturwandels erkennen zu können, war aber die mit Hilfe des einfachen Modells formulierte scharfe empirische Hypothese zunächst einmal sehr hilfreich.

Somit bleibt als wesentliches Ergebnis dieser Arbeit festzuhalten, daß keine Evidenz für die Richtigkeit der Nachfragehypothese des Strukturwandels gefunden werden konnte. Demnach ist der Strukturwandel primär angebotsseitig, das heißt über die Produktivitätshypothese, zu erklären. Darüber hinaus ist der Befund einer ausgabenunelastischen Dienstleistungsnachfrage nur dann mit einer im Verlauf des wirtschaftlichen Wachstums weitgehend konstanten sektoralen Mengenstruktur zu vereinbaren, wenn neben dem Einkommen (Ausgaben) und den relativen Preisen noch andere Faktoren einen systematischen Einfluß

auf das Tempo und die Richtung des Strukturwandels ausüben. Diese Studie hat erste Anhaltspunkte dafür geliefert, um welche Faktoren es sich dabei handeln könnte. Wie diese Einflußgrößen in ein Modell des Strukturwandels einzubauen wären und ob damit die stilisierten Fakten des Strukturwandels widerspruchsfrei reproduziert werden könnten, ist jedoch eine Frage, deren Beantwortung mit Sicherheit einen ähnlichen Umfang annehmen würde wie die hier vorliegende Arbeit.

## E. Anhang

### I. Statistische Quellen

#### 1. Querschnittsausgaben

Heft 5 der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1983 des Statistischen Bundesamts [b] enthält Aufwendungen privater Haushalte für den privaten Verbrauch, die auf einer mittels der Ergebnisse des Mikrozensus hochgerechneten Stichprobe von 44507 Haushalten beruhen. Aus diesen Angaben wurden hier vier 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 soziodemographische Merkmale der Bezugsperson. Wenn man nur diejenigen Haushaltstypen in die Datensätze aufnehmen würde, für die alle hier als Dienstleistung definierten Ausgabenarten (Tabelle 2) 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 drei Dienstleistungsausgabenarten keine Angaben vorhanden waren, oder solche, bei denen höchstens eine 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 vier Dienstleistungsausgabenarten keine Angaben vorhanden waren, oder solche, bei denen höchstens drei 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 bedeu-

tende Haushaltstypen begrenzt und gleichzeitig sichergestellt, daß nur statistisch weitgehend gesicherte Angaben für Dienstleistungsausgaben verwendet werden.

## 2. Längsschnittsausgaben für Haushaltstypen

Die Längsschnittdaten für Verbrauchsausgaben für drei verschiedene Haushaltstypen stammen aus Statistisches Bundesamt [c]. Aus diesen Angaben wurden hier Zeitreihen für *Nahrungsmittel*-, *Industriegüter*- und *Dienstleistungsausgaben* sowie für die Gesamtausgaben für den privaten Verbrauch konstruiert, die als Datensatz III.1 in Anhang III dokumentiert sind. Die Dienstleistungsausgaben sind nach Maßgabe des Klassifikationsschemas (Tabelle 2) 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 1970 für den Zeitraum 1964–70,
- Heft 1976 für den Zeitraum 1971–74,
- Heft 1980 für den Zeitraum 1975–79,
- Heft 1985 für den Zeitraum 1980–85,
- Heft 1989 für den Zeitraum 1986–89.

Fehlende Angaben für die Jahre 1961 und 1962 und für einzelne Dienstleistungsausgaben wurden unter Berücksichtigung der Kompatibilität mit den Gesamtausgaben durch eigene Schätzungen ersetzt. Dabei ist zu beachten, daß aufgrund unterschiedlicher Erhebungsverfahren lediglich für den Zeitraum 1964–85 voll vergleichbare Statistiken vorliegen.

## 3. Längsschnittsausgaben 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 1960–87. Er ist als Datensatz III.2 in Anhang III dokumentiert. Die diesem Datensatz zugrundeliegende Statistik ist auf Anfrage beim RWI zu erhalten; für den Zeitraum 1960–85 wurde sie in Döhrn [1987] veröffentlicht. Die Dienstleistungsausgaben sind

nach Maßgabe des Klassifikationsschemas (Tabelle 2) 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] — 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.

#### 4. Preisindizes

Die Angaben zur Berechnung der Preisindizes stammen aus Statistisches Bundesamt [d] bzw. aus dem Vorläufer dieser Fachserie [Statistisches Bundesamt, f]. Für die hier konstruierten Zeitreihen, die als Datensatz III.3 in Anhang III dokumentiert sind, wurden folgende Jahreshefte benutzt:

- Heft 1962 für den Zeitraum 1960–61 (HH1 und HH2),
- Heft 1968 für den Zeitraum 1962–67 (HH1 und HH2),
- Heft 1971 für den Zeitraum 1964–67 (HH3),
- Heft 1978 für den Zeitraum 1968–78,
- Heft 1983 für den Zeitraum 1979–83,
- Heft 1986 für den Zeitraum 1984–85,
- Heft 1989 für den Zeitraum 1986–89.

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 (Tabelle 2). Lücken im Datenmaterial, insbesondere für die Jahre 1960 und 1961, wurden mit Hilfe der Angaben in Döhrn [1987] sowie durch eigene Schätzungen aufgefüllt.

## 5. Produktivitätsindizes

Die Angaben zur Berechnung der Produktivitätsindizes stammen aus Statistisches Bundesamt [e]. Die Produktivitätsindizes wurden als sektorale Bruttowertschöpfung in konstanten Preisen je Erwerbstätigen des Sektors berechnet und auf 1960 = 100 normiert, um so Unterschiede im sektoralen Produktivitätsniveau zu eliminieren (Datensatz III.4 in Anhang III). Für die empirische Analyse wurden relative Produktivitätsindizes herangezogen, d.h., die Produktivitätsentwicklung in den Sektoren Land- und Forstwirtschaft sowie Dienstleistungen wurde auf die Produktivitätsentwicklung im hier so genannten Sektor Industrie bezogen. Dazu wurde folgende Formel benutzt:

$$pro_i = \frac{Pro_{i(t)} - Pro_{i(1960)}}{Pro_{g(t)} - Pro_{g(1960)}} \cdot 100$$

mit  $pro_i$  = relativer Produktivitätsindex des Sektors  $i$  ( $i = f, s$ )

$Pro_i$  = Produktivitätsindex des Sektors  $i$  gemäß Datensatz III.4.

## II. Querschnittsdaten

Datensatz II.1 — Haushalte nach Personenzahl

Haushaltsnettoeinkommen von ... bis unter ...	Anzahl der Personen	Anzahl der hoch- gerechneten Haus- halte	Privater Verbrauch insgesamt	Darunter: Dienstleistungs- ausgaben
DM/Monat		1000	log DM	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

## noch Datensatz II.1

Haushaltsnettoeinkommen von ... bis unter ...	Anzahl der Personen	Anzahl der hoch- gerechneten Haus- halte	Privater Verbrauch insgesamt	Darunter: Dienstleistungs- ausgaben
DM/Monat		1000	log DM	vH
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 [b]; eigene Berechnungen.

## Datensatz II.2 — Haushalte nach Familienstruktur

Haushalts- nettoeinkom- men von ... bis unter ...	Familienstruktur	Anzahl der hochgerech- neten Haus- halte	Privater Verbrauch insgesamt	Darunter: Dienstleistungs- ausgaben
		1000	log DM	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	3,1814	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

## noch Datensatz II.2

Haushalts- nettoeinkom- men von ... bis unter ...	Familienstruktur	Anzahl der hochgerech- neten Haus- halte	Privater Verbrauch insgesamt	Darunter: Dienstleistungs- ausgaben
		1000	log DM	vH
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
3500-4000	Ehepaar, 3 Kinder	104	3,4517	35,46
	Ehepaar ohne Kinder	612	3,4834	39,58
	Ehepaar, 1 Kind	506	3,4896	37,56
4000-4500	Ehepaar, 2 Kinder	389	3,5031	37,82
	Ehepaar, 3 Kinder	125	3,5010	37,26
	Ehepaar ohne Kinder	502	3,5117	40,39
4500-5000	Ehepaar, 1 Kind	436	3,5328	37,92
	Ehepaar, 2 Kinder	352	3,5427	37,38
	Ehepaar, 3 Kinder	112	3,5441	38,01
5000-10000	Ehepaar ohne Kinder	326	3,5461	41,84
	Ehepaar, 1 Kind	365	3,5668	37,41
	Ehepaar, 2 Kinder	334	3,5757	38,70
5000-10000	Ehepaar, 3 Kinder	111	3,5776	37,43
	Ehepaar ohne Kinder	822	3,6233	42,93
	Ehepaar, 1 Kind	921	3,6409	40,15
5000-10000	Ehepaar, 2 Kinder	985	3,6584	40,23
	Ehepaar, 3 Kinder	401	3,6760	38,78

Quelle: Wie Datensatz II.1.

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

Haushalts- nettoeinkom- men von ... bis unter ...	Soziale Stellung des Haushalts- vorstands	Familienstruktur	Anzahl der hochge- rechneten Haushalte	Privater Verbrauch insgesamt	Darunter: Dienst- leistungs- ausgaben
			1000	log DM	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

## noch Datensatz II.3

Haushalts- nettoeinkom- men von ... bis unter ...	Soziale Stellung des Haushalts- vorstands	Familienstruktur	Anzahl der hochge- rechneten Haushalte	Privater Verbrauch insgesamt	Darunter: Dienst- leistungs- ausgaben
			1000	log DM	vH
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
4000-4500	Angestellter	Ehepaar, 3 Kinder	23	3,5402	36,02
	Angestellter	Ehepaar ohne Kind	121	3,5193	37,65
	Angestellter	Ehepaar, 1 Kind	140	3,5300	38,15
4500-5000	Angestellter	Ehepaar, 2 Kinder	125	3,5418	37,33
	Angestellter	Ehepaar, 3 Kinder	32	3,5532	38,36
	Angestellter	Ehepaar ohne Kind	115	3,5457	39,61
5000-25000	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
2200-2500	Angestellter	Ehepaar ohne Kind	354	3,6399	40,04
	Arbeiter	Ehepaar, 1 Kind	409	3,6539	39,67
	Arbeiter	Ehepaar, 2 Kinder	457	3,6799	40,30
2500-3000	Arbeiter	Ehepaar, 3 Kinder	149	3,6925	39,63
	Arbeiter	Ehepaar ohne Kind	113	3,3436	36,30
	Arbeiter	Ehepaar, 1 Kind	111	3,3459	34,65
3000-3500	Arbeiter	Ehepaar ohne Kind	237	3,3833	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

## noch Datensatz II.3

Haushalts- nettoeinkom- men von ... bis unter ...	Soziale Stellung des Haushalts- vorstands	Familienstruktur	Anzahl der hochge- rechneten Haushalte	Privater Verbrauch insgesamt	Darunter: Dienst- leistungs- ausgaben
			1000	log DM	vH
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	Nichtwerbstätiger	Frau allein	1125	2,9779	50,69
1200-1400	Nichtwerbstätiger	Frau allein	596	3,0671	49,18
1400-1600	Nichtwerbstätiger	Frau allein	499	3,1105	50,93
1600-1800	Nichtwerbstätiger	Frau allein	356	3,1561	49,61
1800-2000	Nichtwerbstätiger	Frau allein	282	3,1997	50,92
2000-2200	Nichtwerbstätiger	Frau allein	213	3,2332	51,68
2200-2500	Nichtwerbstätiger	Frau allein	218	3,2778	50,69
2500-3000	Nichtwerbstätiger	Frau allein	191	3,3097	51,21
3000-3500	Nichtwerbstätiger	Frau allein	75	3,3937	51,14
3500-4000	Nichtwerbstätiger	Frau allein	37	3,4451	51,51
Unter 1600	Nichtwerbstätiger	Ehepaar ohne Kind	370	3,1094	43,58
1600-1800	Nichtwerbstätiger	Ehepaar ohne Kind	243	3,1924	44,82
1800-2000	Nichtwerbstätiger	Ehepaar ohne Kind	269	3,2423	43,88
2000-2200	Nichtwerbstätiger	Ehepaar ohne Kind	296	3,2712	42,64
2200-2500	Nichtwerbstätiger	Ehepaar ohne Kind	401	3,3067	42,92

## noch Datensatz II.3

Haushalts- nettoeinkom- men von ... bis unter ...	Soziale Stellung des Haushalts- vorstands	Familienstruktur	Anzahl der hochge- rechneten Haushalte	Privater Verbrauch insgesamt	Darunter: Dienst- leistungs- ausgaben
DM/Monat			1000	log DM	vH
2500-3000	Nichtwerbstätiger	Ehepaar ohne Kind	512	3,3608	43,29
	Nichtwerbstätiger	Ehepaar, 1 Kind	57	3,3897	39,20
3000-3500	Nichtwerbstätiger	Ehepaar ohne Kind	378	3,4278	42,82
	Nichtwerbstätiger	Ehepaar, 1 Kind	55	3,4579	38,66
3500-4000	Nichtwerbstätiger	Ehepaar ohne Kind	238	3,4773	42,89
	Nichtwerbstätiger	Ehepaar, 1 Kind	65	3,5032	40,16
4000-4500	Nichtwerbstätiger	Ehepaar ohne Kind	169	3,5205	44,72
	Nichtwerbstätiger	Ehepaar, 1 Kind	54	3,5394	39,96
4500-5000	Nichtwerbstätiger	Ehepaar ohne Kind	91	3,5521	45,61
	Nichtwerbstätiger	Ehepaar, 1 Kind	39	3,5734	38,80
5000-25000	Nichtwerbstätiger	Ehepaar ohne Kind	189	3,6272	48,16
	Nichtwerbstätiger	Ehepaar, 1 Kind	100	3,6715	41,29
	Nichtwerbstätiger	Ehepaar, 2 Kinder	45	3,6795	39,98

Quelle: Wie Datensatz II.1

## Datensatz II.4 — Haushalte nach Altersgruppen

Haushaltsnetto- einkommen von ... bis unter ...	Alter des Haus- haltsvorstands von ... bis unter ... Jahren	Anzahl der hochgerech- neten Haushalte	Privater Verbrauch insgesamt	Darunter: Dienstleistungs- ausgaben
		1000	log DM	vH
1400-1600	25-35	122	3,1949	43,20
	55-65	177	3,1423	46,54
	70 und mehr	488	3,0963	50,91
1600-1800	25-35	173	3,2255	43,55
	55-65	202	3,2180	44,50
	65-70	103	3,1881	46,40
	70 und mehr	448	3,1535	49,49
1800-2000	25-35	201	3,2596	42,52
	35-45	112	3,2505	45,17
	45-55	111	3,2457	44,24
	55-65	221	3,2257	44,75
	70 und mehr	385	3,2032	48,52
2000-2200	25-35	197	3,2851	41,18
	35-45	101	3,2972	42,69
	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
2200-2500	25-35	286	3,3430	39,43
	35-45	188	3,3422	41,05
	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
2500-3000	25-35	556	3,3999	37,73
	35-45	391	3,4019	38,98
	45-55	360	3,3851	39,72
	55-65	552	3,3728	41,26
	65-70	168	3,3645	44,56
	70 und mehr	416	3,3252	47,82
3000-3500	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

## noch Datensatz II.4

Haushaltsnetto- einkommen von ... bis unter ...	Alter des Haus- haltsvorstands von ... bis unter ...	Anzahl der hochgerech- neten Haushalte	Privater Verbrauch insgesamt	Darunter: Dienstleistungs- ausgaben
DM/Monat	Jahren	1000	log DM	vH
3500-4000	65-70	140	3,4262	43,18
	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
4000-4500	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
4500-5000	45-55	426	3,5322	37,77
	55-65	289	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
5000-10000	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
10000-25000	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: Wie Datensatz II.1.

### III. Längsschnittdaten

Datensatz III.1 — Längsschnittsausgaben für Haushaltstypen

	Privater Verbrauch insgesamt, in Preisen von 1980	Nahrungsmittel- ausgaben	Industriegüter- ausgaben	Dienstleistungs- ausgaben
		in jeweiligen Preisen		
	log DM	vH		
	<b>Haushaltstyp 1</b>			
1960	2,7684	50,7948	22,9501	26,2551
1961	2,7741	51,0656	22,0993	26,8351
1962	2,7992	50,9087	23,3298	25,7616
1963	2,8279	48,8681	24,5046	26,6273
1964	2,8371	49,6878	23,6174	26,6949
1965	2,8515	48,9885	22,8983	28,1132
1966	2,8732	47,3191	23,8963	28,7846
1967	2,8757	46,2063	22,6340	31,1597
1968	2,8806	44,9604	22,3448	32,6948
1969	2,8993	43,2148	22,6866	34,0987
1970	2,9247	41,6359	24,2142	34,1499
1971	2,9455	41,6250	24,5110	33,8640
1972	2,9599	40,5883	24,9170	34,4947
1973	2,9676	39,2972	25,3759	35,3269
1974	2,9866	37,0679	27,0992	35,8329
1975	2,9941	36,0207	25,7105	38,2688
1976	3,0020	36,3693	24,9345	38,6962
1977	3,0111	35,5521	25,0232	39,4247
1978	3,0294	34,7652	24,8878	40,3470
1979	3,0530	32,5766	25,7976	41,6258
1980	3,0685	30,9139	27,0405	42,0456
1981	3,0598	31,0806	26,7482	42,1711
1982	3,0666	30,2265	26,3516	43,4219
1983	3,0858	29,0567	26,8595	44,0837
1984	3,0809	28,9956	25,8886	45,1159
1985	3,0911	27,2111	26,0403	46,7486
1986	3,1093	26,3691	26,9731	46,6578
1987	3,1262	26,2695	27,2608	46,4697
1988	3,1334	25,3815	28,1020	46,5165
1989	3,1218	25,3579	25,4398	49,2024

## noch Datensatz III.1

	Privater Verbrauch insgesamt, in Preisen von 1980	Nahrungsmittel- ausgaben	Industriegüter- ausgaben	Dienstleistungs- ausgaben
	in jeweiligen Preisen			
	log DM	vH		
	<b>Haushaltstyp 2</b>			
1960	3,1022	43,7067	32,5150	23,7783
1961	3,1286	43,0144	33,3065	23,6791
1962	3,1555	41,4170	34,9685	23,6145
1963	3,1715	40,5701	35,7654	23,6645
1964	3,1893	39,2066	36,0427	24,7507
1965	3,2042	37,5780	36,7404	25,6815
1966	3,2110	36,7657	35,9969	27,2374
1967	3,1977	37,2224	34,5378	28,2398
1968	3,1999	34,9664	35,2046	29,8290
1969	3,2280	33,2917	35,9574	30,7509
1970	3,2472	32,3246	36,8859	30,7895
1971	3,2757	30,7336	38,5017	30,7647
1972	3,2837	30,1096	37,5979	32,2925
1973	3,3050	28,4029	39,0626	32,5345
1974	3,3128	27,7129	39,0389	33,2481
1975	3,3385	26,2146	40,7049	33,0805
1976	3,3558	25,9713	40,1272	33,9015
1977	3,3665	25,2014	40,3642	34,4344
1978	3,3697	25,3866	39,6692	34,9443
1979	3,3897	23,9717	41,2462	34,7821
1980	3,3879	24,2118	39,7556	36,0326
1981	3,3824	23,6917	40,6453	35,6629
1982	3,3831	23,2896	40,9980	35,7124
1983	3,3934	22,4236	41,4603	36,1161
1984	3,3816	22,3662	39,9065	37,7273
1985	3,3749	22,0717	38,5790	39,3494
1986	3,4002	21,0872	39,2270	39,6858
1987	3,4053	20,9666	39,0567	39,9767
1988	3,4338	19,7754	39,9660	40,2586
1989	3,4235	20,2602	38,3187	41,4211

## noch Datensatz III.1

	Privater Verbrauch insgesamt, in Preisen von 1980	Nahrungsmittel- ausgaben	Industriegüter- ausgaben	Dienstleistungs- ausgaben
		in jeweiligen Preisen		
	log DM	vH		
	<b>Haushaltstyp 3</b>			
1960	—	—	—	—
1961	—	—	—	—
1962	—	—	—	—
1963	—	—	—	—
1964	3,4593	26,0721	39,0575	34,8704
1965	3,4681	25,2214	41,8442	32,9344
1966	3,4652	24,8628	41,0422	34,0950
1967	3,4584	24,6083	40,5453	34,8464
1968	3,4477	24,6636	39,9429	35,3935
1969	3,4626	23,9251	40,5833	35,4916
1970	3,4881	22,8025	41,3988	35,7987
1971	3,5013	22,0989	43,0662	34,8348
1972	3,5065	21,9050	42,4040	35,6910
1973	3,5092	21,6306	41,3761	36,9933
1974	3,5232	20,1372	42,3590	37,5038
1975	3,5422	19,1757	43,7103	37,1140
1976	3,5623	18,7686	44,1200	37,1115
1977	3,5700	18,5711	43,4649	37,9640
1978	3,5679	18,7422	43,0208	38,2370
1979	3,5860	17,6742	44,2574	38,0684
1980	3,5797	17,7804	43,3250	38,8947
1981	3,5696	17,6794	42,7458	39,5748
1982	3,5636	17,7707	41,8002	40,4291
1983	3,5724	17,2326	43,1422	39,6252
1984	3,5689	17,0444	41,2233	41,7323
1985	3,5715	16,7974	40,3911	42,8115
1986	3,5767	16,7693	39,5678	43,6629
1987	3,5809	16,7524	39,1806	44,0670
1988	3,5933	16,3761	39,1188	44,5051
1989	3,5905	16,3475	38,4272	45,2253

Quelle: Statistisches Bundesamt [c]; eigene Berechnungen.

## Datensatz III.2 — Längsschnittsausgaben für die Gesamtwirtschaft

	Privater Verbrauch insgesamt, in Preisen von 1980	Nahrungsmittel- ausgaben	Industriegüter- ausgaben	Dienstleistungs- ausgaben
		in jeweiligen Preisen		
	log DM	vH		
1960	5,5627	32,23	37,19	30,57
1961	5,5865	31,53	37,38	31,09
1962	5,6085	31,11	38,29	30,60
1963	5,6214	30,78	37,96	31,26
1964	5,6441	30,30	38,16	31,53
1965	5,6723	29,67	38,74	31,59
1966	5,6856	28,98	38,60	32,41
1967	5,6909	28,38	37,88	33,74
1968	5,7112	27,61	37,88	34,51
1969	5,7433	26,68	39,06	34,26
1970	5,7728	25,99	39,88	34,13
1971	5,7925	25,02	40,59	34,38
1972	5,8112	24,40	40,86	34,74
1973	5,8215	24,28	40,65	35,08
1974	5,8249	23,60	40,65	35,75
1975	5,8388	23,00	40,60	36,40
1976	5,8553	22,77	40,81	36,43
1977	5,8726	22,32	40,96	36,72
1978	5,8887	21,80	40,69	37,51
1979	5,9034	21,22	41,01	37,77
1980	5,9083	21,21	40,84	37,95
1981	5,9082	21,24	40,35	38,41
1982	5,9034	21,51	39,30	39,19
1983	5,9116	21,00	39,33	39,67
1984	5,9197	20,46	39,02	40,52
1985	5,9266	19,90	38,92	41,18
1986	5,9397	19,69	38,71	41,60
1987	5,9534	19,33	38,96	41,71

Quelle: Döhrn [1987; 1988]; eigene Berechnungen.

## Datensatz III.3 — Preisindizes

	Privater Verbrauch insgesamt	Nahrungsmittel- ausgaben	Industriegüter- ausgaben	Dienstleistungs- ausgaben
	1980 = 100			
1960	45,38	56,55	46,37	37,86
1961	46,90	57,33	47,39	40,26
1962	48,32	58,97	48,35	41,73
1963	49,86	60,38	49,87	43,38
1964	51,17	61,37	51,08	44,99
1965	52,87	63,19	52,68	46,70
1966	54,97	64,92	54,25	49,60
1967	56,09	64,81	55,22	51,63
1968	57,31	63,62	56,00	54,77
1969	58,55	65,08	56,53	56,63
1970	60,64	66,45	59,12	58,64
1971	63,96	68,76	62,48	62,54
1972	67,57	72,69	65,16	66,93
1973	72,24	78,22	69,53	71,38
1974	77,22	81,79	75,76	75,91
1975	81,87	86,06	79,78	81,46
1976	85,68	90,54	83,19	85,27
1977	89,00	95,00	85,90	88,53
1978	91,48	95,50	89,22	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	120,73	116,48	116,95	127,25
1987	120,97	115,55	116,55	128,88
1988	122,54	115,40	118,12	131,52
1989	125,92	118,14	121,94	134,84

Quelle: Statistisches Bundesamt [d]; eigene Berechnungen.

## Datensatz III.4 — Produktivitätsindizes

	Land- und Forstwirtschaft	Industrie	Dienstleistungen
	1960 = 100		
1960	100,00	100,00	100,00
1961	95,06	102,61	102,68
1962	106,35	107,06	105,50
1963	115,53	110,09	106,25
1964	118,65	118,54	111,62
1965	117,84	124,42	116,20
1966	127,78	127,85	119,12
1967	146,54	131,43	121,50
1968	162,74	143,63	124,44
1969	166,89	153,31	130,20
1970	182,29	157,90	134,49
1971	203,24	159,61	137,52
1972	206,11	167,14	140,98
1973	237,30	176,78	143,22
1974	262,35	179,53	144,18
1975	262,84	180,89	145,84
1976	273,11	198,78	150,34
1977	304,37	200,96	154,77
1978	321,95	204,86	157,66
1979	325,35	213,02	159,36
1980	334,27	206,97	160,27
1981	344,35	208,34	159,93
1982	421,32	207,08	159,78
1983	401,27	216,56	163,51
1984	440,51	223,74	166,60
1985	427,05	228,56	167,56
1986	479,21	227,39	169,35
1987	456,84	223,12	172,48
1988	511,79	230,28	176,45
1989	556,79	236,15	178,42

Quelle: Statistisches Bundesamt [e]; eigene Berechnungen.

#### IV. Kritische Werte für die Kointegrationsanalyse

Tabelle IV.1 — Kritische Werte für Integrationstests

1. Dickey-Fuller-Test [Fuller, 1976, S. 373]					
Schätzgleichung mit Konstante, ohne linearen Trend					
Anzahl der Beobachtungen	Signifikanzniveau (vH)				
	1	2,5	5	10	
25	-3,75	-3,33	-3,00	-2,63	
50	-3,58	-3,22	-2,93	-2,60	
2. Schmidt-Phillips-Test [Schmidt, Phillips, 1991, S. 28-30]					
Schätzgleichungen mit bis zu drei deterministischen Trends ( $t$ )					
Anzahl der Beobachtungen	Deterministische Komponenten	Signifikanzniveau (vH)			
		5	10	20	30
25	$t$	-3,18	-2,85	-2,48	-2,24
50		-3,11	-2,80	-2,46	-2,24
25	$t, t^2$	-3,77	-3,41	-3,03	-2,77
50		-3,65	-3,34	-2,99	-2,75
25	$t, t^2, t^3$	-4,26	-3,89	-3,48	-3,21
50		-4,08	-3,77	-3,42	-3,17

Tabelle IV.2 — Kritische Werte für Kointegrationstests (alle Kointegrationsregressionen mit Konstante und Trend)

<i>1. Konventionelle Kointegrationstests</i>				
a. CRDW-Test [Sargan, Bhargava, 1983, S. 157]				
Anzahl der Regressoren	5 vH Signifikanzniveau			
	lower limit		upper limit	
1	0,747		1,156	
3	0,699		1,736	
5	0,651		2,185	
b. Augmented-Dickey-Fuller-Test [Phillips, Ouliaris, 1990, S. 190]				
Anzahl der Regressoren	Signifikanzniveau (vH)			
	5	7,5	10	15
1	-3,80	-3,65	-3,52	-3,33
2	-4,16	-3,98	-3,84	-3,66
3	-4,49	-4,32	-4,20	-4,00
4	-4,74	-4,58	-4,46	-4,28
5	-5,03	-4,87	-4,73	-4,54
c. $Z_2$ -Test [Phillips, Ouliaris, 1990, S. 190]				
Anzahl der Regressoren	Signifikanzniveau (vH)			
	5	7,5	10	15
1	-27,09	-24,75	-23,19	-20,79
2	-32,22	-29,73	-27,78	-25,29
3	-37,73	-35,00	-33,16	-30,25
4	-42,46	-39,73	-37,74	-34,63
5	-47,38	-44,51	-42,32	-39,00
<i>2. Cochrane-Orcutt-Kointegrationstests</i>				
a. Augmented-Dickey-Fuller-Test (vgl. kritische Werte für Dickey-Fuller-Integrationstest in Tabelle IV.1)				
b. $Z_3$ -Test [Fuller, 1976, S. 371]				
Anzahl der Beobachtungen	Signifikanzniveau (vH)			
	1	2,5	5	10
25	-22,5	-19,9	-17,9	-15,6
50	-25,7	-22,4	-19,8	-16,8

## V. Ergebnisse der Integrationstests

Tabelle V.1 — Dickey-Fuller-Integrationstests<sup>a</sup> für verschiedene Datensätze

	Test auf I(1)			Test auf I(2)		
	l = 0	l = 1	Laglänge <sup>b</sup>	l = 0	l = 1	Laglänge <sup>b</sup>
<b>HH1</b>						
<i>tpcr</i>	-2,13	-2,73 <sup>c</sup>	l = 2	-3,93	-3,83	l = 1
<i>w<sub>f</sub></i>	-0,34	-0,38	l = 0	-5,66	-5,47 <sup>d</sup>	l = 3
<i>w<sub>g</sub></i>	-1,88	-2,03	l = 0	-5,17	-4,99	l = 0
<i>w<sub>s</sub></i>	0,18	0,11	l = 0	-4,63	-4,38 <sup>c</sup>	l = 2
<b>HH2</b>						
<i>tpcr</i>	-2,34	-1,83	l = 0	-4,36	-4,55	l = 0
<i>w<sub>f</sub></i>	-2,68	-3,72	l = 1	-5,70	-5,52	l = 0
<i>w<sub>g</sub></i>	-2,45	-2,39	l = 0	-5,93	-5,98	l = 0
<i>w<sub>s</sub></i>	-0,17	-0,56	l = 0	-4,58	-4,82 <sup>c</sup>	l = 2
<b>HH3</b>						
<i>tpcr</i>	-1,00	-1,02	l = 0	-3,01	-2,67	l = 0
<i>w<sub>f</sub></i>	-2,12	-1,66	l = 0	-4,09	-3,45 <sup>d</sup>	l = 3
<i>w<sub>g</sub></i>	-1,49	-0,62	l = 0	-5,77	-3,97 <sup>d</sup>	l = 3
<i>w<sub>s</sub></i>	0,76	2,25 <sup>d</sup>	l = 3	-6,88	-5,24	l = 0
<b>Gesamt</b>						
<i>tpcr</i>	-3,62	-2,60 <sup>c</sup>	l = 2	-2,53	-1,01	l = 0
<i>w<sub>f</sub></i>	-2,48	-1,53	l = 1	-3,07	-2,44	l = 0
<i>w<sub>g</sub></i>	-1,87	-2,05	l = 1	-3,54	-3,34	l = 0
<i>w<sub>s</sub></i>	0,39	-0,01 <sup>c</sup>	l = 2	-4,17	-2,18 <sup>d</sup>	l = 3
<b>Preise</b>						
<i>p<sub>f</sub></i>	-0,59	-0,84	l = 1	-2,54	-1,23	l = 0
<i>p<sub>g</sub></i>	-0,53	-0,76	l = 1	-2,33	-0,96	l = 0
<i>p<sub>s</sub></i>	-2,25	-1,06	l = 1	-2,41	-1,65	l = 0
<i>rp<sub>f</sub></i>	-0,60	-0,70 <sup>c</sup>	l = 2	-5,05	-5,42	l = 1
<i>rp<sub>s</sub></i>	-2,38	-1,05	l = 0	-4,17	-3,49	l = 0

<sup>a</sup> l-Werte des relevanten Parameters der DF(ADF)-Schätzgleichung; zur Erläuterung vgl. Text. —  
<sup>b</sup> Empirisch bestimmt nach der Regel von Campbell und Perron [1991]; für eine statistische Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH. — <sup>c</sup>l = 2. — <sup>d</sup>l = 3.

Quelle: Datensätze III.1 – III.3, vgl. Anhang III; eigene Berechnungen.

Tabelle V.2 — Schmidt-Phillips-Integrations tests für den Datensatz HH1<sup>a</sup>

	Schmidt-Phillips (SP)-Test		Empirisch bestimmte Laglänge <sup>b</sup>	Phillips-Perron- Korrektur <sup>c</sup>
	l = 0	l = 1		
<b>SP1</b>				
<i>tpcr</i>	-2,32	-1,54 <sup>d</sup>	l = 2	-1,73
<i>w<sub>f</sub></i>	-1,73	-1,63	l = 0	-1,97
<i>w<sub>g</sub></i>	-2,87	-2,76	l = 0	-3,07
<i>w<sub>s</sub></i>	-2,58	-2,89	l = 0	-3,00
<b>SP2</b>				
<i>tpcr</i>	-3,30	-3,83 <sup>e</sup>	l = 3	-2,50
<i>w<sub>f</sub></i>	-2,44	-2,49	l = 0	-2,28
<i>w<sub>g</sub></i>	-3,04	-3,06	l = 0	-3,34
<i>w<sub>s</sub></i>	-2,32	-2,78	l = 0	-2,39
<b>SP3</b>				
<i>tpcr</i>	-3,66	-4,57 <sup>e</sup>	l = 3	-2,61
<i>w<sub>f</sub></i>	-3,29	-3,35	l = 0	-3,43
<i>w<sub>g</sub></i>	-3,71	-4,09	l = 0	-4,03
<i>w<sub>s</sub></i>	-3,38	-3,81 <sup>d</sup>	l = 2	-3,31

<sup>a</sup>t-Wert des relevanten Parameters der SP-Schätzgleichung; zur Erläuterung vgl. Text. — <sup>b</sup>Für eine statistische Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH. — <sup>c</sup>Für l = 1 bzw. für die empirisch bestimmte Laglänge. — <sup>d</sup>l = 2. — <sup>e</sup>l = 3.

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

Tabelle V.3 — Schmidt-Phillips-Integrations tests für den Datensatz HH2<sup>a</sup>

	Schmidt-Phillips (SP)-Test		Empirisch bestimmte Laglänge <sup>b</sup>	Phillips-Perron- Korrektur <sup>c</sup>
	l = 0	l = 1		
<b>SP1</b>				
<i>tpcr</i>	-1,14	-1,29	l = 0	-1,24
<i>w<sub>f</sub></i>	-1,30	-1,19	l = 0	-0,77
<i>w<sub>g</sub></i>	-1,97	-1,72	l = 0	-1,64
<i>w<sub>s</sub></i>	-1,85	-2,23	l = 0	-2,09
<b>SP2</b>				
<i>tpcr</i>	-2,00	-2,28	l = 0	-2,34
<i>w<sub>f</sub></i>	-2,71	-1,79	l = 0	-2,46
<i>w<sub>g</sub></i>	-2,78	-2,98 <sup>d</sup>	l = 2	-3,09
<i>w<sub>s</sub></i>	-1,76	-2,12	l = 0	-2,20
<b>SP3</b>				
<i>tpcr</i>	-1,92	-2,16	l = 0	-2,29
<i>w<sub>s</sub></i>	-2,92	-1,83	l = 0	-2,61
<i>w<sub>g</sub></i>	-3,10	-3,19 <sup>d</sup>	l = 2	-3,10
<i>w<sub>s</sub></i>	-1,81	-2,23	l = 0	-1,85

<sup>a</sup>t-Wert des relevanten Parameters der SP-Schätzgleichung; zur Erläuterung vgl. Text. — <sup>b</sup>Für eine statistische Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH. — <sup>c</sup>Für l = 1 bzw. für die empirisch bestimmte Laglänge. — <sup>d</sup>l = 2.

Quelle: Wie Tabelle V.2.

Tabelle V.4 — Schmidt-Phillips-Integrationstests für den Datensatz HH3<sup>a</sup>

	Schmidt-Phillips (SP)-Test		Empirisch bestimmte Laglänge <sup>b</sup>	Phillips-Perron- Korrektur <sup>c</sup>
	I = 0	I = 1		
<b>SP1</b>				
<i>tpcr</i>	-1,21	-1,74	1 = 1	-1,64
<i>w<sub>f</sub></i>	-0,98	-1,16	1 = 0	-1,05
<i>w<sub>g</sub></i>	-0,83	-0,77	1 = 0	-0,84
<i>w<sub>s</sub></i>	-1,39	-1,05	1 = 0	-1,51
<b>SP2</b>				
<i>tpcr</i>	-1,52	-2,25	1 = 1	-2,00
<i>w<sub>f</sub></i>	-2,26	-2,59	1 = 0	-2,57
<i>w<sub>g</sub></i>	-3,79	-4,06	1 = 0	-4,36
<i>w<sub>s</sub></i>	-4,16	-4,20	1 = 0	-4,95
<b>SP3</b>				
<i>tpcr</i>	-1,99	-3,23	1 = 1	-2,26
<i>w<sub>f</sub></i>	-2,73	-3,27	1 = 0	-2,94
<i>w<sub>g</sub></i>	-3,97	-4,31	1 = 0	-4,62
<i>w<sub>s</sub></i>	-3,75	-3,60	1 = 0	-4,46

<sup>a</sup>t-Wert des relevanten Parameters der SP-Schätzgleichung; zur Erläuterung vgl. Text. — <sup>b</sup>Für eine statistische Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH. — <sup>c</sup>Für I = 1 bzw. für die empirisch bestimmte Laglänge.

Quelle: Wie Tabelle V.2.

Tabelle V.5 — Schmidt-Phillips-Integrationstests für den Datensatz Gesamtwirtschaft<sup>a</sup>

	Schmidt-Phillips (SP)-Test		Empirisch bestimmte Laglänge <sup>b</sup>	Phillips-Perron-Korrektur <sup>c</sup>
	l = 0	l = 1		
<b>SP1</b>				
<i>tpcr</i>	-0,60	-1,75 <sup>d</sup>	l = 3	-0,81
<i>w<sub>f</sub></i>	-0,73	-1,25	l = 1	-1,01
<i>w<sub>g</sub></i>	-1,15	-1,72	l = 1	-1,46
<i>w<sub>s</sub></i>	-3,57	-3,12 <sup>d</sup>	l = 3	-3,84
<b>SP2</b>				
<i>tpcr</i>	-1,80	-3,40	l = 1	-2,65
<i>w<sub>f</sub></i>	-1,02	-1,90	l = 1	-1,36
<i>w<sub>g</sub></i>	-1,81	-2,53	l = 1	-2,35
<i>w<sub>s</sub></i>	-2,46	-3,35	l = 1	-3,15
<b>SP3</b>				
<i>tpcr</i>	-2,11	-4,12	l = 1	-3,06
<i>w<sub>f</sub></i>	-2,03	-3,03	l = 1	-2,48
<i>w<sub>g</sub></i>	-2,04	-2,73	l = 1	-2,65
<i>w<sub>s</sub></i>	-2,42	-3,34	l = 1	-2,95

<sup>a</sup>t-Wert des relevanten Parameters der SP-Schätzgleichung; zur Erläuterung vgl. Text. — <sup>b</sup>Für eine statistische Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH. — <sup>c</sup>Für l = 1 bzw. für die empirisch bestimmte Laglänge. — <sup>d</sup>l = 3.

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

Tabelle V.6 — Schmidt-Phillips-Integrations-tests für den Datensatz Preise<sup>a</sup>

	Schmidt-Phillips (SP)-Test		Empirisch bestimmte Laglänge <sup>b</sup>	Phillips-Perron- Korrektur <sup>c</sup>
	l = 0	l = 1		
SP1				
$p_f$	-0,95	-2,02	l = 1	-1,56
$p_g$	-0,82	-1,89	l = 1	-1,39
$p_s$	-0,66	-1,40	l = 1	-1,06
$rp_f$	-2,58	-2,97	l = 0	-3,00
$rp_s$	-0,88	-1,18	l = 0	-1,11
SP2				
$p_f$	-1,02	-2,45	l = 1	-1,55
$p_g$	-0,91	-2,46	l = 1	-1,32
$p_s$	-1,50	-2,92	l = 1	-2,05
$rp_f$	-3,03	-3,78	l = 1	-3,44
$rp_s$	-1,33	-1,88	l = 0	-1,64
SP3				
$p_f$	-1,64	-3,61	l = 1	-2,34
$p_g$	-1,63	-3,53	l = 1	-2,27
$p_s$	-2,01	-4,18 <sup>d</sup>	l = 2	-3,09
$rp_f$	-3,28	-4,19	l = 1	-3,81
$rp_s$	-2,17	-2,88	l = 1	-2,58

<sup>a</sup>t-Wert des relevanten Parameters der SP-Schätzgleichung; zur Erläuterung vgl. Text. — <sup>b</sup>Für eine statistische Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 vH. — <sup>c</sup>Für l = 1 bzw. für die empirisch bestimmte Laglänge. — <sup>d</sup>l = 2.

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

## VI. Schätzergebnisse für dynamische Modelle

Tabelle VI.1 — Elastizitäten und Parameterwerte der Dienstleistungsnachfrage für das SEECM<sup>a</sup> (verschiedene Restriktionen)

	Haushaltstyp 1 <sup>b</sup>	Haushaltstyp 3 <sup>b</sup>		Gesamtwirtschaft <sup>c</sup>
	$\eta_s = 1$	$\gamma_{ss} = 0$	$\gamma_{sf} = 0$	$\gamma_{sf} = \gamma_{sg} = 0$
Konstante	-0,07(-0,13)	0,56 (1,14)	1,46 (2,72)	0,51 (1,89)
Trend	0,004(2,49)	0,01 (4,31)	0,01 (4,49)	0,01 (2,96)
Dummy2	-0,02(-3,26)	0,01 (1,59)	0,02 (3,04)	-
Dummy1	0,004(0,61)	-	-	-
$tpcr$	-	-0,25(-3,15)	-0,20(-2,45)	-0,05(-1,09)
$rp_s$	0,37 (3,19)	-	-0,07(-0,43)	-0,25(-3,17) <sup>d</sup>
$rp_f$	-0,16(-0,58)	0,31 (1,32)	-	-
$(y_{t-1} - \theta x_{t-1})$	0,50 (2,80)	-0,08(-0,36)	-0,29(-1,09)	0,46 (2,36)
$\Delta pcr_t$	-	-0,09(-0,73)	-0,08(-0,56)	-0,24(-1,90)
$\Delta pcr_{t+1}$	-	-0,09(-0,74)	-0,22(-1,46)	-0,27(-2,94)
$\Delta p_{s(t)}$	0,35 (1,48)	-	-0,28(-1,65)	0,33 (2,71) <sup>d</sup>
$\Delta p_{s(t+1)}$	-0,26(-1,11)	-	-0,22(-1,18)	0,18 (1,10) <sup>d</sup>
$\Delta p_{f(t)}$	-0,09(-0,41)	-0,21(-1,32)	-	-
$\Delta p_{f(t+1)}$	0,27 (1,25)	-0,09(-0,54)	-	-
$\eta_s$	-	0,34*	0,47*	0,86
$\varepsilon_{ss}^*$	0,36*	-	-0,79	-1,35*
$\varepsilon_{sf}^*$	-0,06	1,01	-	-
$\bar{R}^2$	0,99	0,98	0,98	0,99
DW	2,13	2,07	1,81	1,01
Freiheitsgrade	17	14	14	17

\*Statistisch signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH. — <sup>a</sup>Geschätzt mit Non-Linear Least Squares (NLS); t-Werte in Klammern; zur Erläuterung vgl. Text. — <sup>b</sup>Geschätzt unter der Restriktion der Homogenität. — <sup>c</sup>Geschätzt ohne die Restriktion der Homogenität. — <sup>d</sup>Für absolute Preise ( $p_s$ ).

Quelle: Datensätze III.1–III.3, vgl. Anhang III; eigene Berechnungen.

Tabelle VI.2 — Geschätzte Parameterwerte der Dienstleistungsnachfrage für Modelle simultaner Gleichungen<sup>a</sup> (verschiedene Haushaltstypen)

Parameterwert für ... <sup>b</sup>	Statisches Modell		Dynamisches Modell	
	ohne Trend	mit Trend	ohne Trend	mit Trend
HH1				
$\alpha_1$	-0,58 (-0,47)	-0,31 (-1,60)	0,52 (2,64)	-0,27 (-1,48)
$\alpha_2$	1,53 (0,97)	0,33 (1,12)	-0,27 (-0,92)	0,26 (1,35)
Trend	-	0,01 (5,43)	-	0,01 (6,44)
HH2				
$\alpha_1$	-0,23 (-0,73)	-0,08 (-1,73)	0,03 (0,16)	-0,06 (-1,14)
$\alpha_2$	1,19 (1,03)	0,69 (4,95)	0,46 (0,94)	0,65 (6,24)
Trend	-	0,00 (3,42)	-	0,00 (2,91)
HH3				
$\alpha_1$	-0,16 (-3,14)	-0,27 (-4,25)	-0,22 (-3,20)	-0,27 (-5,66)
$\alpha_2$	0,58 (3,61)	0,02 (1,14)	0,66 (3,51)	-0,06 (-0,50)
Trend	-	0,01 (6,90)	-	0,01 (7,69)
Gesamt				
$\alpha_1$	0,43 (4,39)	-0,02 (-0,25)	0,37 (5,77)	-0,09 (-1,88)
$\alpha_2$	-1,56 (-5,32)	-0,25 (-1,35)	-0,74 (-3,77)	0,03 (0,39)
Trend	-	0,01 (8,86)	-	0,01 (11,93)

<sup>a</sup>Geschätzt mit Three-Stage Least Squares (3SLS) unter den Restriktionen Adding-up, Homogenität und Symmetrie; berechnete t-Werte in Klammern; zur Erläuterung vgl. Text. —  
<sup>b</sup>Vgl. Gleichung [C.114].

Quelle: Datensätze III.1–III.4, vgl. Anhang III; eigene Berechnungen.

## Literaturverzeichnis

- ALOGOSKOUFIS, George, Ron SMITH, On Error Correction Models — Specification, Interpretation, Estimation. Birkbeck College Discussion Paper in Economics, 6/90, Januar 1990.
- ANDERSON, G.J., R.W. BLUNDELL, "Estimation and Hypothesis Testing in Dynamic Singular Equation Systems". *Econometrica*, Vol. 50, 1982, S. 1559–1571.
- ANDREWS, Donald W., "Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation". *Econometrica*, Vol. 59, 1991, S. 817–858.
- ATKINS, F.J., "Co-Integration, Error Correction and the Fisher Effect". *Applied Economics*, Vol. 21, 1989, S. 1611–1620.
- BALKE, Nathan S., "Modeling Trends in Macroeconomic Time Series". Federal Reserve Bank of Dallas, *Economic Review*, März 1991, S. 19–33.
- BARTEN, Anton P., "Evidence on the Slutsky Conditions for Demand Equations". *Review of Economics and Statistics*, Vol. 49, 1967, S. 77–84.
- , "The Systems of Consumer Demand Functions Approach: A Review". In: Michael D. INTRILIGATOR (Ed.), *Frontiers of Quantitative Economics*. Vol. 3.A. Amsterdam 1977, S. 23–58.
- BAUMOL, William J., "Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis". *The American Economic Review*, Vol. 57, 1967, Nr. 3, S. 415–426.
- , Sue A. BATEY BLACKMAN, Edward N. WOLFF, "Unbalanced Growth Revisited: Asymptotic Stagnancy and New Evidence". *The American Economic Review*, Vol. 75, 1985, Nr. 4, S. 806–817.
- BERGSTRAND, Jeffrey H., "Structural Determinants of Real Exchange Rates and National Price Levels: Some Empirical Evidence". *The American Economic Review*, Vol. 81, 1991, Nr. 1, S. 325–334.
- BEWLEY, Ronald, Graham ELLIOTT, *The Rejection of Homogeneity in Demand and Supply Analysis: An Explanation and Solution*. University of New South Wales, School of Economics, Discussion Paper, 89/2, Januar 1989.

- BHAGWATI, Jagdish N., "Why Are Services Cheaper in Poor Countries?". *Economic Journal*, Vol. 94, 1984, S. 279-286.
- BHARGAVA, Alok, "On the Theory of Testing for Unit Roots in Observed Time Series". *Review of Economic Studies*, Vol. 53, 1986, Nr. 3, S. 369-384.
- BLUNDELL, Richard, "Consumer Behaviour: Theory and Empirical Evidence — A Survey". *Economic Journal*, Vol. 98, 1988, S. 16-65.
- BOSWIJK, H. Peter, *The LM-Test for Weak Exogeneity in Error Correction Models*. University of Amsterdam, Institute of Actuarial Science and Econometrics, Report AE 13/91, Juli 1991.
- BRADFORD, David F., "Balance on Unbalanced Growth". *Zeitschrift für Nationalökonomie*, Vol. 29, 1969, Nr. 3/4, S. 237-266.
- BREUSCH, Trevor S., Adrian R. PAGAN, "A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation". *Econometrica*, Vol. 47, 1979, S. 1287-1294.
- CAMPBELL, John Y., Angus S. DEATON, "Why Is Consumption So Smooth?". *Review of Economic Studies*, Vol. 56, 1989, Nr. 3, S. 357-374.
- , Pierre PERRON, *Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots*. NBER Technical Working Paper, 100, April 1991.
- CHEETHAM, Russel J., Allen C. KELLEY, Jeffrey G. WILLIAMSON, "Demand, Structural Change, and the Process of Economic Growth". In: Paul A. DAVID, Melvin W. REDER (Eds.), *Nations and Households in Economic Growth. Essays in Honor of Moses Abramovitz*. New York 1974, S. 239-263.
- CHRIST, Carl F., "Early Progress in Estimating Quantitative Economic Relationships in America". *The American Economic Review*, Vol. 75, 1985, Nr. 6, S. 39-52.
- CHRISTENSEN, Laurits R., Dale W. JORGENSON, Lawrence J. LAU, "Transcendental Logarithmic Utility Functions". *The American Economic Review*, Vol. 65, 1975, Nr. 3, S. 367-383.
- CHRISTIANO, Lawrence J., Martin EICHENBAUM, "Unit Roots in Real GDP: Do We Know, and Do We Care?". In: Alan H. MELTZER (Ed.), *Unit Roots, Investment Measures, and Other Essays*. Amsterdam 1990, S. 7-62.

- CLARK, Colin, *The Conditions of Economic Progress*. 2. Aufl., London 1951.
- , "Productivity in the Service Industries". In: C.H. Hanumantha RAO, P.C. JOSHI (Eds.), *Reflections on Economic Development and Social Change. Essays in Honour of Professor V.K.R.V. RAO*. New Delhi 1979, S. 141–168.
- COCHRANE, John H., "A Critique of the Application of Unit Root Tests". *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 15, 1991, S. 275–284.
- CUTHBERTSON, Keith, Stephen G. HALL, Mark P. TAYLOR, *Applied Econometric Techniques*. New York 1992.
- DAVIDSON, James E.H., David F. HENDRY, Frank SRBA, Stephen YEO, "Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom". *The Economic Journal*, Vol. 88, 1978, S. 661–692.
- DEATON, Angus S., "The Analysis of Consumer Demand in the United Kingdom, 1900–1970". *Econometrica*, Vol. 42, 1974, Nr. 2, S. 341–367.
- , "Estimation of Own- and Cross-Price Elasticities from Household Survey Data". *Journal of Econometrics*, Vol. 36, 1987, S. 7–30.
- , John MUELLBAUER [1980a], "An Almost Ideal Demand System". *The American Economic Review*, Vol. 70, 1980, Nr. 3, S. 312–326.
- , — [1980b], *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge 1980.
- DICKE, Hugo, Bernhard HEITGER, "Beschäftigungschancen in der Bundesrepublik Deutschland — Internationaler Sektor versus Binnensektor". *Die Weltwirtschaft*, 1977, H. 1, S. 97–108.
- DICKENS, William T., "Error Components in Grouped Data: Is It Ever Worth Weighting?". *Review of Economics and Statistics*, Vol. 72, 1990, S. 328–333.
- DICKEY, David A., Wayne A. FULLER, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, 1979, Nr. 366, S. 427–431.
- , Dennis W. JANSEN, Daniel L. THORNTON, "A Primer On Cointegration with an Application to Money and Income". *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol. 73, 1991, Nr. 2, S. 58–78.

- 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.
- ELFRING, Tom, *Service Sector Employment in Advanced Economies*. Aldershot 1988.
- ENGLE, Robert F., Clive W. GRANGER, "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing". *Econometrica*, Vol. 55, 1987, S. 251–276.
- , Byung Sam YOO, "Forecasting and Testing in Co-Integrated Systems". *Journal of Econometrics*, Vol. 35, 1987, S. 143–159.
- 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*. Kieler Studien, 166, Tübingen 1981.
- FUCHS, Victor R., *The Service Economy*. New York 1968.
- , "Economic Growth and the Rise of Service Employment". In: Herbert GIERSCHE (Ed.), *Towards an Explanation of Economic Growth*. Symposium 1980. Tübingen 1981, S. 221–242.
- FULLER, Wayne A., *Introduction to Statistical Time Series*. New York 1976.
- , "Nonstationary Autoregressive Time Series". In: E.J. HANNAN, P.R. KRISHNAIAH, M.M. RAO (Eds.), *Handbook of Statistics*. Vol. 5, Amsterdam 1985, S. 1–23.
- GEMERT, Henk G. van, "Structural Change in OECD Countries: A Normal Pattern Analysis". *De Economist*, Vol. 135, 1987, Nr. 1, S. 29–51.
- GERSHUNY, Jonathan I., Ian MILES, *The New Service Economy*. London 1983.
- GORMAN, W.M., "Tricks with Utility Functions". In: M. J. ARTIS, A.R. NOBAY, *Essays in Economic Analysis*. Cambridge 1976, S. 211–243.
- GRANGER, Clive W., "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification". *Journal of Econometrics*, Vol. 16, 1981, S. 121–130.

- GRANGER, Clive W., "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, 1986, Nr. 3, S. 213–228.
- , Paul NEWBOLD, "Spurious Regressions in Econometrics". *Journal of Econometrics*, Vol. 2, 1974, S. 111–120.
- GRUBEL, Herbert, Michael A. WALKER, "Modern Service Sector Growth: Causes and Effects". In: Herbert GIERSCHE (Ed.), *Services in World Economic Growth*. Tübingen 1989, S. 1–34.
- GUILKEY, David K., Peter SCHMIDT, "Extended Tabulations for Dickey-Fuller Tests". *Economics Letters*, Vol. 31, 1989, S. 335–357.
- GUNDLACH, Erich, *Ausgaben- und Preiselastizitäten der Dienstleistungsnachfrage — Zeitreihen- und Querschnittsergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland*. Institut für Weltwirtschaft, Kieler Arbeitspapiere, 430, September 1990.
- , *Ein einfaches Modell des Strukturwandels*. Institut für Weltwirtschaft, Kieler Arbeitspapiere, 470, März 1991.
- , Stefan SINN, "Unit Root Tests of the Current Account Balance: Implications for International Capital Mobility". *Applied Economics*, Vol. 24, 1992, S. 617–625.
- HAAVELMO, Trygve, "The Statistical Implications of a System of Simultaneous Equations". *Econometrica*, Vol. 11, 1943, S. 1–12.
- HABERLER, Gottfried von, *Prosperity and Depression*. Genf 1937.
- HAKKIO, Craig S., Mark RUSH, "Cointegration: How Short Is the Long Run?". *Journal of International Money and Finance*, Vol. 10, 1991, S. 571–581.
- HALDRUP, Niels, Svend HYLLEBERG, *Unit Roots and Deterministic Trends, with Yet Another Comment on the Existence and Interpretation of a Unit Root in U.S. GNP*. University of Aarhus, Institute of Economics, Memo 1989–3. Aarhus, August 1989.
- HAMMES, David L., Jean-Jaques ROSA, Herbert G. GRUBEL, "The National Accounts, Household Service Consumption and Its Monetization". *Kyklos*, Vol. 42, 1989, S. 3–15.
- HANSEN, Bruce E., *A Powerful Simple Test for Cointegration Using Cochrane-Orcutt*. University of Rochester, Working Paper, 230, Mai 1990.

- HANSEN, Gerd, "Analyse ökonomischer Gleichgewichte und cointegrierter Zeitreihen". *Allgemeines Statistisches Archiv*, Vol. 72, 1988, S. 337–358.
- , *Ökonometrische Nachfrageanalysen*. Universität Kiel, Institut für Statistik und Ökonometrie. Kiel 1989, unveröff. Manuskript.
- , "Neuere Entwicklungen auf dem Gebiet der Ökonometrie". *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, Vol. 111, 1991, S. 337–399.
- HEITGER, Bernhard, *Strukturwandel und realer Wechselkurs*. Kieler Studien, 183, Tübingen 1983.
- HENDRY, David F., "Econometric Modelling with Cointegrated Variables: An Overview." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, 1986, Nr. 3, S. 201–212.
- , "Econometric Methodology: A Personal Perspective". In: Truman F. BEWLEY (Ed.), *Advances in Econometrics*. Fifth World Congress, Vol. 2, New York 1987, S. 29–48.
- , Adrian R. PAGAN, J.D. SARGAN, "Dynamic Specification". In: Zvi GRILICHES, Michael D. INTRILIGATOR (Eds.), *Handbook of Econometrics*. Vol. 2, Amsterdam 1984, S. 1023–1100.
- HILL, T. P., "On Goods and Services". *The Review of Income and Wealth*, Vol. 23, 1977, S. 315–338.
- 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. [1985a], "Introduction and Overview". In: Robert P. INMAN (Ed.), *Managing the Service Economy. Prospects and Problems*. Cambridge, Mass., 1985, S. 1–24.
- [1985b] (Ed.), *Managing the Service Economy. Prospects and Problems*. Cambridge, Mass., 1985.
- JACOBS, Eva, Stephanie SHIPP, Gregory BROWN, "Families of Working Wives Spending More on Services and Nondurables". *Monthly Labor Review*, Vol. 112, 1989, Nr. 2, S. 15–23.

- JOHANSEN, S., "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, 1988, S. 231–254.
- , *Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single Equation Analysis*. University of Copenhagen, Institute of Mathematical Statistics, Copenhagen, Mai 1990, unveröff. Manuskript.
- JOHNSTON, John, *Econometric Methods*. 3. Aufl., New York 1984.
- JONES, Ronald W., "The Structure of Simple General Equilibrium Models". *Journal of Political Economy*, Vol. 73, 1965, S. 557–572.
- 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.
- KNIGHT, Frank H., "What Is 'Truth' in Economics?". *Journal of Political Economy*, Vol. 48, 1940, S. 1–32.
- KOTLIKOFF, Laurence J. "Intergenerational Transfers and Savings". *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 2, 1988, Nr. 2, S. 41–58.
- KRAVIS, Irving B., "Services in the Domestic Economy and in World Transactions". In: Robert P. INMAN (Ed.), *Managing the Service Economy. Prospects and Problems*. Cambridge, Mass., 1985, S. 135–160.
- , 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 (Eds.), *Global Econometrics. Essays in Honor of Lawrence 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.
- LOCAY, Luis, "Economic Development and the Division of Production between Households and Markets". *Journal of Political Economy*, Vol. 98, 1990, S. 965–982.
- LOVELL, Michael C., "Data Mining". *Review of Economics and Statistics*, Vol. 65, 1983, S. 1–12.

- LÜTKEPOHL, Helmut, "Analyse trendbehafteter multipler Zeitreihen". Allgemeines Statistisches Archiv, Vol. 75, 1991, S. 103–123.
- MADDALA, G. S., *Econometrics*. New York 1977.
- , *Introduction to Econometrics*. New York 1988.
- MINCER, Jacob, "Market Prices, Opportunity Costs, and Income Effects". In: Carl F. CHRIST (Ed.), *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.
- MOKYR, Joel, "Demand vs. Supply in the Industrial Revolution". *Journal of Economic History*, Vol. 37, 1977, S. 981–1008.
- MOMIGLIANO, Franco, Domenico Siniscalco, "The Growth of Service Employment: A Reappraisal". *Banca Nazionale Del Lavoro, Quarterly Review*, 1982, Nr. 142, S. 269–306.
- OECD (Organisation for Economic Co-Operation and Development), *National Accounts*. Vol. 2. Paris, lfd. Jgg.
- OGAKI, Masao, Yoon Y. PARK, *A Cointegration Approach to Estimating Preference Parameters*. Rochester Center for Economic Research, Working Paper, 209, Dezember 1989.
- PERRON, Pierre, "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypotheses". *Econometrica*, Vol. 57, 1989, S. 1361–1401.
- , "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean". *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 8, 1990, S. 153–162.
- PHILLIPS, A.W., "Stabilization Policy and the Time Forms of Lagged Responses". *Economic Journal*, Vol. 67, 1957, S. 265–277.
- PHILLIPS, Peter C., "Time Series Regression with a Unit Root". *Econometrica*, Vol. 55, 1987, S. 277–301.
- , Bruce E. HANSEN, "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes". *Review of Economic Studies*, Vol. 57, 1990, S. 99–125.

- PHILLIPS, Peter C., Mico LORETAN, "Estimating Long-Run Economic Equilibria". *Review of Economic Studies*, Vol. 58, 1991, S. 407-436.
- , S. OULIARIS, "Testing for Cointegration Using Principal Components Methods". *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, 1988, S. 205-230.
- , —, "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration". *Econometrica*, Vol. 58, 1990, S. 165-193.
- , Pierre PERRON, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression". *Biometrika*, Vol. 75, 1988, S. 335-346.
- PHILIPS, Louis, *Applied Consumption Analysis*. 2. Aufl., Amsterdam 1983.
- POLLAK, Robert A., Terence J. WALES, "Estimation of Complete Demand Systems from Household Budget Data: The Linear and Quadratic Expenditure Systems". *The American Economic Review*, Vol. 68, 1978, Nr. 3, S. 349-359.
- , —, "Demographic Variables in Demand Analysis". *Econometrica*, Vol. 49, 1981, S. 1533-1551.
- , —, "Pooling International Consumption Data". *Review of Economics and Statistics*, Vol. 69, 1987, S. 90-99.
- PRAIS, S.J., Hendrik S. HOUTHAKKER, *The Analysis of Family Budgets*. 2. Aufl., Cambridge 1971.
- RAO, Potluri, Roger LeRoy MILLER, *Applied Econometrics*. Belmont 1971.
- RAY, Ranjan, "The Testing and Estimation of Complete Demand Systems on Household Budget Surveys". *European Economic Review*, Vol. 17, 1982, S. 349-369.
- RÜDEL, Thomas, *Kointegration und Fehlerkorrekturmodelle*. Heidelberg 1989.
- SAID, Said E., David A. DICKEY, "Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order". *Biometrika*, Vol. 71, 1984, S. 599-607.
- SAIKKONEN, P., "Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regressions". *Econometric Theory*, Vol. 7, 1991, S. 1-21.

- SARGAN, J.D., "Wages and Prices in the United Kingdom: A Study in Econometric Methodology". In: P.E. HART, G. MILLS, J.N. WHITTAKER (Eds.), *Econometric Analysis for National Economic Planning*. London 1964, S. 25–54.
- , Alok BHARGAVA, "Testing Residuals from Least Squares Regression Being Generated by the Gaussian Random Walk". *Econometrica*, Vol. 51, 1983, S. 153–174.
- SCHMIDT, Klaus-Dieter, Wolfgang SUHR, *Dienstleistungen und Private Haushalte*. Institut für Weltwirtschaft, Kiel 1990, unveröff. Manuskript.
- SCHMIDT, Peter, "Dickey-Fuller Tests with Drift". In: Thomas B. FOMBY, George F. RHODES, Jr. (Eds.), *Co-Integration, Spurious Regressions, and Unit Roots*. *Advances in Econometrics*, Vol. 8, Greenwich 1990, S. 161–200.
- , Peter C.B. PHILLIPS, *LM Tests for a Unit Root in the Presence of Deterministic Trends*. Juli 1991, unveröff. Manuskript, revidierte Fassung von: *Testing for a Unit Root in the Presence of Deterministic Trends*. Cowles Foundation Discussion Paper, Nr. 933, Oktober 1989.
- SCHULTZ, Henry, *The Theory and Measurement of Demand*. Chicago 1938.
- SHAFER, Wayne, Hugo SONNENSCHNEIN, "Market Demand Functions and Excess Demand Functions". In: Kenneth J. ARROW, Michael D. INTRILIGATOR (Eds.), *Handbook of Mathematical Economics*. Vol. 2, Amsterdam 1982.
- SIMS, Christopher A., Harold UHLIG, "Understanding Unit Rooters: A Helicopter Tour". *Econometrica*, Vol. 59, 1991, S. 1591–1599.
- SIEBERT, Horst, "Sektorstruktur, Preise und Faktorallokation". *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Vol. 192, 1977, S. 225–243.
- , "Sector Structure in an Open Economy". *Weltwirtschaftliches Archiv*, Bd. 114, 1978, S. 124–145.
- , "Anpassungsprozesse in einer offenen Volkswirtschaft mit nichthandelbaren Gütern". In: Ernst DÜRR, Hugo SIEBER (Hrsg.), *Weltwirtschaft im Wandel*. Festschrift für Egon Tuchtfeldt. Bern 1988, S. 47–65.
- , *Außenwirtschaft*. 4. Aufl., Stuttgart 1989.

- SKOLKA, J., "Long-Term Effects of Unbalanced Labour Productivity Growth: On the Way to a Self-Service Society". In: L. SOLARI, J.-N. DU PASQUIER (Eds.), *Private and Enlarged Consumption*. Amsterdam 1976, S. 279–301.
- STATISTISCHES BUNDESAMT [a], *Fachserie 1: Bevölkerung und Erwerbstätigkeit. Reihe 3: Haushalte und Familien*. Stuttgart 1989.
- [b], *Fachserie 15: Wirtschaftsrechnungen. Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1983, Heft 5, Aufwendungen für den Privaten Verbrauch*. Stuttgart 1988.
- [c], *Fachserie 15: Wirtschaftsrechnungen. Reihe 1: Einnahmen und Ausgaben ausgewählter privater Haushalte*. Stuttgart, lfd. Jgg.
- [d], *Fachserie 17: Preise. Reihe 7: Preise und Preisindices für die Lebenshaltung*. Stuttgart, lfd. Jgg.
- [e], *Fachserie 18: Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Reihe 1: Konten und Standardtabellen*. Stuttgart, lfd. Jgg.
- [f], *Fachserie M: Preise-Löhne-Wirtschaftsrechnungen. Reihe 6: Einzelhandelspreise und Indices der Verbraucherpreise*. Stuttgart 1969.
- [g], *Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland*. Stuttgart, lfd. Jgg.
- STIGLER, George J., Gary S. BECKER, "De Gustibus Non Est Disputandum". *The American Economic Review*, Vol. 67, 1977, Nr. 2, S. 76–90.
- STOCK, James H., "Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrated Vectors". *Econometrica*, Vol. 55, 1987, S. 1035–1056.
- , "Unit Roots in Real GNP: Do We Know and Do We Care? A Comment". In: Alan H. MELTZER (Ed.), *Unit Roots, Investment Measures and Other Essays*. Amsterdam 1990, S. 63–82.
- , Mark W. WATSON [1988a], "Testing for Common Trends". *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 83, 1988, S. 1097–1107.
- , — [1988b], "Variable Trends in Economic Time Series". *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 2, 1988, Nr. 3, S. 147–174.
- STONE, Richard, *The Measurement of Consumers' Expenditure and Behaviour in the United Kingdom 1920–1938*. Vol. 1. Cambridge 1954.

- SUMMERS, Robert, "Services in the International Economy". In: Robert P. INMAN (Ed.), *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, Januar 1988.
- , —, "The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950–1988". *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 56, 1991, S. 327–368.
- THEIL, Henri, *Economics and Information Theory*. Amsterdam 1967.
- , Kenneth W. CLEMENTS, *Applied Demand Analysis*. Cambridge 1987.
- TOYODA, Toshihisa, "Use of the Chow Test under Heteroscedasticity". *Econometrica*, Vol. 42, 1974, Nr. 3, S. 601–608.
- URBAIN, Jean P., *On Weak Exogeneity in Error Correction Models*. Université de Liège, C.R.E.D.E.L. Research Papers, Lüttich, Februar 1991.
- VARIAN, Hal, "The Nonparametric Approach to Demand Analysis". *Econometrica*, Vol. 50, 1982, S. 945–973.
- VEALL, Michael R., Klaus F. ZIMMERMANN, "A Monthly Dynamic Consumer Expenditure System for Germany with Different Kinds of Households". *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 68, 1986, Nr. 2, S. 256–264.
- WALLIS, John J., Douglass C. NORTH, "Measuring the Transaction Sector in the American Economy, 1870–1970". In: Stanley L. ENGERMAN, Robert E. GALLMAN (Eds.), *Long Term Factors in Economic Growth*. Chicago 1986, S. 95–161.
- WEST, Kenneth D., "A Note on the Power of Least Squares Tests for a Unit Root". *Economics Letters*, Vol. 24, 1987, Nr. 3, S. 249–252.
- WICKENS, M.R., T.S. BREUSCH, "Dynamic Specification, the Long-Run and the Estimation of Transformed Regression Models". *The Economic Journal*, Vol. 98, 1988, Conference Supplement, S. 189–205.
- WOLFF, Eward N. *Unbalanced Growth, Capital Accumulation and Productivity Growth*. C.V. Starr Center for Applied Economics, Economic Research Reports, 85–19, Mai 1985.

- WORKING, Elmer J., "What Do Statistical Demand Curves Show?". *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 41, 1927, S. 212–235. Wiederabgedr. in: Kenneth E. BOULDING, George J. STIGLER (Eds.), *Readings in Price Theory*. London 1953, S. 97–115.
- 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 Non-technical Overview with Applications". *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Vol. 204, 1988, Nr. 3, S. 255–272.
- , Ronald WEICHERT, "A Dynamic Singular Equation System of Asset Demand". *European Economic Review*, Vol. 32, 1988, Nr. 6, S. 1349–1357.